Statistics Canada Statistique Canada

Statistics Canada
Analytical Studies Branch

Research Paper Series

Canada

MODELLING THE LIFETIME EMPLOYMENT PATTERNS OF CANADIANS

by

Garnett Picot

No. 4

Social and Economic Studies Division
Statistics Canada
Winter 1986

The analysis presented in this paper is the responsibility of the author and does not necessarily represent the views or policies of Statistics Canada.

ABSTRACT

This paper utilizes data from Statistics Canada's Family History Survey (FHS) to study the relationship between family-related variables and the movement of Canadians - women in particular - in and out of employment. These relationships are explored by expressing transition probabilities as a function of variables such as age, sex, marital status, age of youngest child and educational attainment. The transition probabilities are also conditioned upon the state occupied the previous year, and the duration in that state. The goal is to develop an employment submodel of a larger Lifetime Income and Pension Policy Simulation Model (LIPPS). The simulated employment patterns are compared to the actuals from the FHS.

ACKNOWLEDGMENTS

The author wishes to thank Ted Wannell for his assistance throughout this project, and Paul Shaw for his suggestions early in the project.

Key Words: simulation model, transition probability, labour force participation, employment, longitudinal.

Introduction

This paper utilizes data from Statistics Canada's Family History survey to model the movement of men and women into and out of employment during their lifetime. Emphasis is placed on modelling the employment transitions of women as a function of their personal characteristics, family-related variables, and past employment history. The overall objective relates to the need to develop an employment submodel for a larger Lifetime Income and Pension Policy Simulation (LIPPS) model being developed in the Social and Economic Studies Division of Statistics Canada. The pattern of employment of individuals over their lifetime is important in assessing pension policy. In particular,the degree of continuity of employment, particularly among women, is of major importance since both the entitlement and size of the pension benefits depends upon whether women's employment patterns are sporadic or not. Thus, to the extent that it exists, it is important to capture the relationship between duration in the employment states, and the probability of being employed in any given year.

When cross-sectional data are used to model lifetime employment patterns, the participation in employment during a particular year is usually necessarily assumed to be independent of employment status in earlier years. This is because the data are usually not available to assess this relationship on cross-sectional data bases. If a strong dependence between past and current employment exists but is not captured in a model, the result is too many transitions between states, and a model which produces an employment pattern which is too sporadic.

Evidence would suggest that an individual's work behaviour is very much dependent upon their behaviour in earlier years. In their major work using Michigan Panel Study of Income Dynamics data, Nakamura and Nakamura (1985) noted that "the work behaviour of individuals seems to be characterized by considerable inertia". They found a tendency for the current years employment status to be strongly associated with the previous years status. The results of this work are discussed throughout this paper. Although longitudinal data do not exist in Canada as in the United States, Boothby (1984) used Survey of

Consumer Finance's data of Statistics Canada to assess the extent of continuity over time in married women's labour force attachment. He found "far more continuity in Canadian married women's labour force participation than cross-sectional models of participation would imply". He noted that "any attempts at prediction for policy purposes, such as simulating entitlements under the Canada pension plan, should take into account the existence of considerable continuity in married women's participation in the labour force".

American studies using panel data (eg. Heckman (1981) and Nakamura and Nakamura (1983)) have come to similar conclusions.

Other aspects of the probability of being employed besides work continuity are also addressed in this paper. The emphasis is on family-related variables (marital status, number of children and age) and other personal characteristics.

One of the major methodological issues addressed over the last few years by economists and econometricians has been related to alternative ways of estimating wage and labour supply functions that are free from the bias introduced by using data on working women only. This problem of using such data to determine the effect of wage levels on labour supply, and the sample selectivity bias which results from it, has been addressed by Heckman (1980), Goldberger (1981), Groneau (1974) and others.

One of the standard models of labour supply now typically includes three equations: one to estimate the probability of being employed, one to estimate hours of work, and one to estimate the wage rate. This standard model is discussed in Schultz (1980), Hanoch (1980), and Nakamura and Nakamura (1983, 1985). In this paper, it is this first step - <u>estimating the probability of being employed in a given year</u> - which is of interest. The probability of being employed - which is derived from the factors affecting offered and

reservation wages[1] - is seen to be a function of a number of types of variables: personal characteristics such as age and sex; human capital variables such as educational attainment and years of work experience; family characteristics such as marital status, number of pre-school aged children, the existence of a new born, and the event of a divorce; and macro economic variables such as the employment/population ratio. Perhaps most importantly, if the 'inertial' aspects of individuals work behavior is to be incorporated, such as in Nakamura and Nakamura (1985), variables reflecting the employment pattern in earlier years are necessary. Such variables are an important part of this work. Wage and income variables are often incorporated in models of labour force participation. The data base used in this study does not allow the inclusion of such variables. However, as is argued later in the paper, previous work suggests that when an individual's preference for work is captured through the "inertial" or state-dependence aspect of the model, the importance of directly measured wage variables as predictors of the probability of working decreases.

Data and Methodology

The Data

Data from the Family History Survey (FHS) of February, 1984 were used in this project. The FHS, a labour force survey supplement, was retrospective in nature and collected historical data on major family events such as marriages, child rearing, and work patterns. Persons 18 to 65 were surveyed, with a sample size of approximately 14,000.

---

[1] In these models, an individual's decision as to whether to participate in employment is stated in terms of an "offered" wage and a "reservation" (or asking) wage. If the offered wage exceeds the reservation wage, the individual will enter employment. The probability of entering employment is modelled as the difference between the offered and reservation wage, or more specifically, as the probability that the offered wage will exceed the reservation wage. But the reservation wage cannot be measured or estimated directly. Both the offered and reservation wages are expressed in terms of other variables - personal characteristics, regional characteristics, other income, wage of spouse, etc. - which influence the offered and reservation wage. Thus, the model of the probability of entering employment - which is expressed as the difference between the expressions for the "offered" and "reservation" wage - has as the independent variables those which are seen to influence the reservation and offered wage.

Proxy responses[2], which are regularly used in the LFS, were not allowed, and hence individuals answered all questions pertaining to themselves. The work history data collected was minimal, probably because recall error becomes an important consideration when questions regarding labour market events of relatively short duration which occurred years earlier are asked. Regarding work history, the respondents were asked to recall the following information:

- the year in which first full-time or part-time job lasting 6 months or more was started (excluding part-time employment while at school)

- information on all work interruptions of one year or more, including, among other things, the year the interruption began and the number of years the interruption lasted.

From this information it was possible to determine for each individual when the "first entry" transition occurred, where first entry means entry into the first job lasting six months or more, and when other transition between the employment state (E) and the not employed state (NE) occurred. Only spells in NE lasting one year or more are included in the data. Hence, many transitions will be lost, since many men and women are unemployed for less than one year (the majority who are unemployed), and many women spend less than one year away from work following child birth. There may also be short spells in NE for other reasons. However, this is not of major concern here since for the LIPPS simulation model it is the number of <u>years</u> with no earnings which are important, and spells of less than one year out of employment would have little effect on the policy simulation results[3]. Furthermore, in the broader study of the labour force behavior of women in particular, it is the long spells of non-employment which are of concern, where skills may deteriorate, long-term day-care is required, homemaker pension provisions may be needed, etc.

Observations for all individuals on the file for the 10-year period 1974-1983 inclusive were used to estimate the models. This period was selected because to go back further would introduce more recall error.

---

[2] Where questions are answered not by the individual whose labour force experience is being determined, but by another household member.

[3] Low income resulting from part-year employment are estimated in the income sub-model, which is a separate model. Here, it is necessary only to know if the individual was employed at any time during the year.

The Basic Regression Models

Different equations are estimated for individuals in the two states used in the model, employed (E) and not employed (NE). Note that employed means employed part-time or full-time at any time during the year. The transition probabilities, $Pr(NE_t \mid E_{t-1})$ and $Pr(E_t \mid NE_{t-1})$ are modelled separately. That is, the probability of leaving a state is made conditional upon the person being in the state the previous period. Of course, once the probability of leaving a state is known, the probability of staying is also.

The probability of leaving a state is seen to be dependent upon the duration in the state, which provides an indication of the individuals strength of attachment to the particular state. This is likely to influence the probability of leaving it. The models of the probability of changing states are estimated separately for males and females, and for the age groups 15-19, 20-39, 40-64, since the effects of the independent variables are likely to differ significantly among these groups.

The model for the probability of being employed is usually estimated using a non linear maximum likelihood technique such as Probit or Logistic regression[4] (as in Nakamura and Nakamura (1985), Hanoch (1980) or Schultz (1980)), although in earlier work the linear probability model using OLS was used (Bowen and Finnegan (1969)). In this particular work Logistic regression is used to estimate the probability of participation equation.

All equations take the following form:

$Pr(Y=1) = 1/(1 + e^{-(\alpha+Bx)})$ or, alternatively $\ln((Pr(Y=1)/(1-Pr(Y=1)) = \alpha + Bx$

[4] The Probit and Logistic regressions are very similar, and in practice provide similar results. The difference is that the underlying functional form of the model in Probit is a cumulative normal distribution, while in Logistic it is a logistic function. In practice, these functions are very similar except at the tails (see Amemiya, 1981). Since the dependent variable is dichotonous (employed or not employed), the Logistic and Probit techniques offer some advantages over OLS, notably: (1) OLS is not restricted to the 0,1 range, and probabilities outside this range may be estimated, while both Logistic and Probit analysis restrict probabilities to the 0,1 range, (2) there is a problem heteroscedasticity (non-uniform variances of the error term) when using OLS with dichotonous dependent variables.

where Y = 1 if transition is made
0 otherwise
X is a vector of independent variables
B is a vector of estimated coefficients
is the intercept term.

The Variables

The dependent variable is a dichotemous variable which takes the value 1 if a transition is made (either NE to E, or E to NE), 0 otherwise. The independent variables for which data were available from the Family History Survey and which are likely to influence the probability of individuals changing states are listed below.

The Independent Variables

1. Marital Status: married, not married (1 dummy variable)
2. Child Status: presence of newborn, age 1-5, age 6-16, no kids or kids 17 (3 dummy variables)
3. Educational Attainment: elementary, some secondary, completed secondary, completed postsecondary (3 dummy variables)
4. Ever-divorced Variable: (1 dummy variable)
5. Duration in the State (in years): in form of ln(DUR)
6. Employment/Population Ratio: in form of change in EMP/POP ratio between two years $[(EPR_t/EPR_{t-1}) - 1]$
7. Dummy age variables within the equations for broader age groups, e.g., Age 51-55, Age 56-60, Age 61-62, Age 63-64 in model for the 40-64 age group.

The First Entry to Employment

While in general the probabilities of exiting from a state are modelled as just described, there is one transition which is modelled separately - the probability of first entry into employment (i.e., the first NE to E transition). This is modelled separately because it is a unique transition unlike others, and also because the duration variable has a different meaning in this case. Before having been employed, duration in the NE state is perfectly correlated with age and is simply a reflection of years passed since some arbitrary starting point. The duration measure will vary, depending upon which arbitrary starting point is selected. However, once having been employed and then moved to the NE state, the duration measure is more truly a

reflection of time without a job having once been employed. Duration has a different meaning in the two cases, and a single duration variable could not be used to estimate a single $Pr(E_t \mid NE_{t-1})$ equation. Thus, it was necessary to model this transition separately.

Other Variables Commonly Included in the Model

There are other variables, notably wage and income related variables, which are often included in a model of participation in employment. They are not included here because the FHS does not contain the necessary data. Nakamura and Nakamura (1985) included the following variables in their model: lagged hours of work, lagged wage rates, levels of husband's income, and other family income. Of these, the most important appeared to be lagged hours of work. In this work, I have included the duration in the current state to capture the continuity in tendency to be employed between years. In the Nakamuras' work, other variables, such as the husband's income and "other income" variable seemed to have only a weak effect on the transition probabilities once the employment activity of the previous year was controlled for. It may be, as was speculated by the Nakamuras, that if one controls for the preferences of married women for home-oriented or work-oriented activities by controlling for the employment activity the previous years, as well as the length of time in the state - either employment or non-employment - then the observed relationship between husbands earnings and the labour supply of the wife may be quite weak.

Nakamura and Nakamura (1985) found a positive relationship between wages earned the previous period and the probability of remaining in employment (the lagged wage rate variable), but the effect was not strong, and was much less than for the lagged hours variable. Thus, of these variables the most important missing variable in a model formulated in this way appears to be the lagged hours of work. The duration variable replaces it in this model.

The Use of Pooled Data and Significance Tests

The dependent variable in all equations is the occurrence of a transition, and hence is dichotomous, taking on the value 1 when an out-of-state transition occurs, 0 otherwise.

Each individual can have up to 10 transitions over the period 1974-83, and hence each individual contributed 10 observations to the data set. The pooled data (over 10 years) are used because the exit transitions are relatively rare events in some demographic groups, and in many cases a single year's data would not provide enough transitions to reliably estimate the coefficients. This pooling of longitudinal data is often done, as in Nakamura and Nakamura (1985), and as described in Allison (1982). One problem arising from this approach is that the observations are no longer independent, a condition which is necessary if the statistical tests in the regression analysis are to be unbiased. Hence, the standard errors of the coefficients in the models are underestimated and the X^2 values in the tests of the null hypothesis for the coefficients are overestimated by some unknown amount. Thus, the X^2 tests associated with the coefficients should be viewed as descriptive statistics, not as good statistics for testing the null hypothesis. Following the approach used by Nakamura and Nakamura (1985), Cain (1966) and others, the significance of relationships is established more by showing that they can be replicated for more than one equation or demographic group, (i.e., across many of the 18 equations estimated) and that the effects of a variable are those that one would expect to observe given the current underlying theory. Perhaps just as important for the simulation model, another test of the significance of the estimated relationships is whether the simulated employment patterns produced using the model match the actual employment patterns. This test was done using a number of summary statistics. The results are reported later in the paper.

THE RESULTS

The results are presented for each set of independent variables (marital status, child status, etc.) in turn. Two pieces of information are used to indicate the observed effect between each independent variable and individuals employment patterns. They are: (1) the estimated regression coefficients from the logistic regression, and (2) estimated values (based on the regression equations) of the transition probabilities for selected hypothetical populations of interest.

The regression results for each of the 18 equations are shown in the tables on the following pages.

Table 1: LOGISTIC REGRESSION RESULTS MODELLING PROBABILITY OF FIRST ENTRY

Model: $\ln \frac{P(y=1)}{1-P(y=1)} = \alpha + BX$

where $Y = \begin{cases} 1 \text{ if the individual entered a job lasting at least 6 months for the first time} \\ 0 \text{ otherwise} \end{cases}$

Reference Group	Variable	Elementary or Some Secondary Education				Completed Secondary or Some Secondary				Postsecondary Graduates			
		Male		Female		Male		Female		Male		Female	
		Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2
	Intercept	-0.895	18.1	-1.443	43.8	-0.823	24.7	-0.171	1.4	-1.580	62.1	-1.626	68.9
Not Married	Married	0.516	4.6	-0.087	0.4	0.008	0.0	-0.518	7.8	0.351	2.2	-0.206	1.0
Kids > 6 or No Kids	Kid 0-5			-0.772	21.4			-0.794	17.1			-1.045	17.8
	EMP/POP*	2.423	0.7	2.37	4.3	1.629	0.5	1.893	4.1	6.796	5.6	2.775	5.0
	Age 17	-0.355	2.2	.099	0.2	-0.790	17.1	-2.012	103.4	-1.356	12.0	-1.914	26.7
Age 20	Age 18	0.000	0.0	.074	0.1	0.139	0.6	-0.463	8.0	0.041	0.0	-1.066	17.1
	Age 19	-0.260	1.0	-.006	0.0	0.179	0.9	-0.088	0.3	-0.203	0.6	-0.698	9.4
	Age 21 - 22	-0.193	0.5	-.052	0.4	0.167	0.6	-0.190	0.9	0.593	6.9	0.460	6.7
	Age 23 - 24	-0.261	0.6	-.357	1.3	-0.196	0.4	-0.539	3.4	1.040	18.5	1.082	26.8
	Age 25 - 26	-1.010	5.2	-.579	3.1	0.054	0.0	-0.773	4.9	1.034	11.8	0.805	2.5
	Age 27 - 30	-1.153	6.9	-.494	3.2	0.127	0.1	-0.726	5.8	1.037	7.5	0.423	1.8
	Age 31 - 40	-1.406	18.8	-1.197	21.0	0.817	1.2	-0.949	11.3	0.007	0.0	-0.009	0.0
	Prop. of Pop. making transition	24.3		11.7		29.2		25.2		24.7		21.3	
	Sample Size	1,292		3,148		1,927		2,954		1,375		1,944	
Model	x^2	43.9		152.5		61.3		256.7		108.2		203.1	
	p^2	.031		0.067		0.026		0.088		0.070		0.101	
	d.f.	10		11		10		11		10		11	

where $p^2 = 1 - \frac{\text{log likelihood for fitted model}}{\text{log likelihood for model with intercept only}}$

* In form $(EPR_t/EPR_{t-1}) - 1$

Table 2: LOGISTIC REGRESSION RESULTS FOR 15-19 AGE GROUP

Reference Group	Variable	PR (E_t | NE_{t-1})				PR (NE_t | E_{t-1})			
		Male		Female		Male		Female	
		Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2
	Intercept	-0.713	3.4	-1.077	5.8	-3.101	333.2	-2.611	196.0
Not Married	Married			-1.251	3.3			0.712	4.9
No Kids	Kid 0-5			0.442	0.3			0.305	0.3
	$\left(\frac{\text{Emp/Pop } EPR_t}{EPR_{t-1}} - 1\right)$	-14.240	1.2	5.842	1.0	11.039	3.8	2.256	0.7
Sample Size		74		87		1,438		929	
Prop. of Pop. making transition		25.7		25.3		5.28		8.4	
Model	x^2	1.3		6.0		3.7		6.3	
	p^2	0.015		0.062		0.006		0.012	
	d.f.	1		3		1		3	

Table 3: LOGISTIC REGRESSION RESULTS FOR 20-39 AGE GROUP

Reference Group	Variable	PR (E_t | NE_{t-1})				PR (NE_t | E_{t-1})			
		Male		Female		Male		Female	
		Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2
	Intercept	-1.013	26.4	-0.910	40.5	-2.688	239.5	-1.968	319.7
Not Married	Married	0.074	0.2	-0.512	19.6	-0.435	15.6	0.541	49.7
No Kids	Kid 0			-0.716	28.6			0.512	29.8
	Kid 1-5			0.033	0.1			-0.566	30.9
	Kid 6-16			0.447	10.8			-0.770	57.7
	Elem.	-0.286	1.0	-0.688	15.9	0.193	1.3	0.319	6.1
Sec. Graduate	Some Sec.	0.009	0.0	-0.218	4.6	0.295	6.2	0.364	20.7
	Postsec. Grad.	0.896	21.8	0.351	13.2	-0.250	3.7	-0.096	1.6
No Failed Marr.	Failed Marr.			0.237	4.6			-0.183	4.8
	LN (DUR)	-0.870	51.6	-0.760	227.2	-0.581	69.1	-0.461	131.7
	EMP/POP*	0.465	0.0	1.478	3.1	-4.441	3.0	-2.66	16.7
	Age 20-24	0.070	0.1	-.066	0.3	0.157	1.4	0.022	0.1
	Sample Size	1,116		8,261		23,341		15,091	
	Prop. of Pop. making transition	22.3		9.3		2.0		7.9	
	Model x^2	101.8		468.0		190.9		378.1	
	p^2	0.086		0.092		0.043		0.045	
	d.f.	7		11		7		11	

where $p^2 = 1 - \frac{\text{log likelihood for fitted model}}{\text{log likelihood for model with intercept only}}$

* in form $(EPR_t/EPR_{t-1}) - 1$

Table 4: LOGISTIC REGRESSION RESULTS FOR 40-64 AGE GROUP

Reference Group	Variable	PR (E_t | NE_{t-1})				PR (NE_t | E_{t-1})			
		Male		Female		Male		Female	
		Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2
	Intercept	-1.875	6.9	-1.311	20.1	-2.791	60.6	-2.852	192.0
Not Married	Married	0.521	0.8	-0.285	1.4	-0.560	13.2	0.275	4.1
40-50	Age 51-55	-0.038	0.0	-0.373	3.3	0.274	2.6	0.182	1.6
	Age 56-60	-1.033	3.0	-1.305	17.0	0.511	8.4	0.530	10.5
	Age 61-62	-8.773	-	-1.907	6.8	1.039	17.5	0.581	4.6
	Age 63-64	-8.899	-	-1.762	5.9	1.811	48.8	1.313	22.9
	Elem.	-0.151	0.1	-1.017	17.9	0.156	0.9	0.306	4.2
Sec. Grad.	Some Sec.	-0.941	1.7	-0.520	6.9	-0.120	0.4	0.144	1.0
	Postsec. Grad.	0.424	0.4	-0.037	0.0	-0.289	1.8	-0.117	0.5
	LN (DUR)	-1.243	17.9	-0.589	74.3	-0.419	17.5	-0.308	32.9
	EMP/POP*	31.341	2.4	2.042	0.6	-32.136	32.2	-7.244	16.3
	Sample Size	1,007		6,741		15,646		8,296	
	Prop. of Pop. making transition	2.7		2.7		1.8		4.5	
	Model x^2	59.0		155.5		152.4		106.1	
	p^2	0.238		0.094		0.054		0.035	
	d.f.	10		10		10		10	

* In form $((EPR_t/EPR_{t-1}) - 1$

Duration in the State

Duration in a state is often a good predictor of the probability of leaving it. In unemployment studies, for example, it is found that duration in the unemployment state is very significant in estimating escape probabilities (Hasen and De Brouker, 1985). Recently, work by Nakamura and Nakamura (1985), Boothby (1984), Heckman and Willis (1977), Heckman (1981) all indicate that the continuity of participation (or non-participation) is quite pronounced and must be captured in a model of labour force on employment behaviour. The forms of models used to assess the degree of continuity in these studies has varied considerably, but they all conclude that continuity in labour force participation (or employment) is important.

In this work, a fairly straightforward measure of continuity - the number of years in the state (employed or not-employed) is used as a measure of continuity.

There is some debate in the literature regarding "true duration" effects and heterogeneity and its effect on measured duration effects. In this paper there is no pretense of being able to separate these two possible sources of the effect of duration. Here, duration is seen as a predictor or measure of the strength of attachment to the state (whether employed or not employed). Duration is expected to be negatively correlated with the probability of leaving a state, and if such a correlation exists, then including the duration variable in the model will improve its predictive capability.

In the regression model, the duration variable was introduced in the natural log form.[5] This variable was dropped, however, from the 15-19 age group model since there is a lot of movement into and out of employment in this age group, usually after extremely short durations in employment. The coefficients did not appear significant for this population and hence were dropped.

Before examining the duration variable, the dependence between the probability of being employed and the state occupied the previous year is addres-

[5] Dummy variables for four discrete ranges of duration (1, 2-4, 5-19, 10+) were also used, and the results were very similar.

sed. This gets at one aspect of the issue of continuity in the employment state.

To provide an indication of the model results, the values of the transition probabilities estimated by the models are calculated for a few hypothetical population groups, and reported in Table 5.

These results indicate that the probability of being in the employed state depends on which state the person occupied the previous year. For example, for married women aged 20-39, with no children and with completed secondary school, and employed the previous year, the probability of exiting is .20. Thus, the probability of remaining in employment is .80. But for the same population group, the probability of being employed if in the not-employed state the previous year is only .19. Thus, the state occupied the previous year is clearly important, as was found in Nakamura and Nakamura (1985). Cross-sectional models which did not account for the state occupied the previous year would over-estimate the likelihood of a transition between states. That is, the modelled employment pattern would be too sporadic.

However, these results suggest that not only does the transition probability depend upon the state the individual occupied the previous year, but also the length of time in the state.

The coefficients on the duration variable are large and negative in all age/sex group models (excluding the 15-19 group). Thus, the longer the duration in the state, the lower the probability of exiting from it). The values calculated in Table 5 indicate there is a significant decline in the probability of exiting from the state (employed or not employed) as duration in the state increases. The probability of exiting the state after 3 years duration are only from one-third to one-half as large as after one year.

Thus, for both men and women, the longer one is in the employed (or not-employed) state, the less likely the probability of exiting from it.

TABLE 5: Estimated Probability of Making of Transition, by Duration in the State
(Estimates Based on Logistic Regression)

Transition Type and Hypothetical Population Group	Duration in the State (years)						
	1	2	3	4	5	10	20
Prob. of Leaving Employment Given Have Been in E for x Yrs.* PR (E to NE | in E x Yrs)							
Males Age 20-39	.04	.03	.02	.01	0	-	-
40-50	.04	.03	.02	.01	.01	0	0
Females Age 20-39	.20	.15	.10	.05	.03	.01	-
40-50	.07	.06	.04	.03	.02	.01	0
Prob. of Re-entering Employment Given Have Been in NE for x Yrs.* PR (E to NE | in NE x Yrs.)							
Males Age 25-39	.25	.16	.07	.03	.01	-	-
40-50	.21	.10	.03	.01	.00	0	0
Females Age 25-39	.19	.12	.06	.02	.01	-	-
40-50	.17	.12	.07	.03	.01	-	-

* Other characteristics of this particular hypothetical group are: married, no children, no failed marriage and completed secondary school.

For many women who take work interruptions to raise children, this result may be counter-intuitive. It has often been considered that women leave employment to raise children, stay in the not-employed state for a number of years, and then returns. Thus, one would expect to see a high probability of exit from non-employment (i.e. re-entry to employment) after a few years, rather than after 1 or 2 years.

TABLE 6: The Length of Work Interruptions of Women

	The Proportion Re-entering Employment After							Total Number
	1 Year	2 Years	3 Years	4 Years	5 Years	6-9 Years	10+ or Never Re-entered	
Interruptions starting between 1973 and 1983								
All Interruptions*	20%	19%	7%	5%	5%	8%	34%	1 million
For "Pregnancy or Child Care" reasons	14%	18%	7%	6%	7%	10%	35%	0.4 mil.
Other reasons	24%	19%	7%	5%	4%	7%	33%	0.6 mil.
Interruptions starting between 1960 and 1969								
All Interruptions*	16%	11%	6%	5%	5%	13%	43%	1.0 mil.
For "Pregnancy or Child Care" reasons	14%	11%	7%	5%	6%	18%	40%	0.5 mil.
Other reasons	18%	12%	5%	5%	5%	8%	47%	0.5 mil.

* Lasting one year or longer. Those lasting less than one year were not captured in the sample.

Source: Family History Survey

However, data from the Family History Survey indicate that more women re-enter employment following the first year of a work interruption that at any other time. Furthermore, as time progresses, the proportion who re-enter declines (Table 6). This is true of work interruptions which started in the 1960s, as well as those starting in the 1970s. It is also true for women who took work interruptions for "pregnancy or child care reasons", as well as other reasons.

Not only is there a high degree of continuity in women's (and men's) employment status between years, but the strength of this continuity (i.e. the probability of remaining in a state) increases as the duration in the state increases.

Marital Status

It has long been recognized that labour force behaviour differs for married and unmarried women. Earlier researchers (Nakamura and Nakamura, 1985), having carried out analyses of changes in individuals labour market behavior as a result of changes in their marital status, suggest that these differences are likely due to the change in economic need and expectations concerning income flows from a husband, rather than any fixed, time-invariant set of preferences among women who tend to marry for home-oriented rather than market-oriented activities. The differences observed by earlier researchers also exist in the FHS data.

In the logistic regression, this is reflected in a higher probability of unmarried women first entering or re-entering employment, and a lower probability of leaving. These differences in the transition probabilities are shown in the coefficients of the logistic regressions and the estimated probabilities for selected hypothetical groups shown in Table 7.

The estimated probabilities suggest that married women are from 1.5 to 2 times more likely to leave employment and less likely to re-enter it than their non-married counterparts with other similar characteristics (age, child status, education, duration in the state). Unmarried women are also from 1.1 to 1.5 times more likely to enter a first job at a given age than their married counterparts with similar levels of education.

TABLE 7: Estimated Probability of Making a Transition, by Marital Status (Estimates Based on Logistic Regression Model)

Transition Type and Hypothetical Population Groups	Females		Males	
	Married	Not Married	Married	Not Married
Prob. of First Entering Employment Given Never Worked and Have Education Level Stated				
Hypothetical Population				
Elem. or Some Sec./Age 18*	.19	.21	.41	.29
Sec. School Grad./Age 18*	.24	.35	.34	.34
Postsec. Grad./Age 24*	.41	.46	.45	.37
Prob. of Leaving Employment Given Have Been in E State for 2 Years i.e., PR (E to NE | in E 2 Yrs.)				
Age 15-19**	.13	.07	.04	.05
Age 25-39**	.15	.09	.03	.04
Age 40-50	.06	.04	.03	.04
Prof. of Re-entering Employment Given Been in the NE State 2 Years i.e. PR (NE to E | in NE 2 Yrs.)				
Age 15-19**	.09	.25	.33	.33
Age 25-39**	.12	.19	.17	.17
Age 40-50	.12	.15	.10	.06

* Assumes no children for the females.

** The other characteristics assumed for this hypothetical group are: no children and no failed marriage (for women), secondary school graduation and duration of 2 years in state they are leaving. If other characteristics had been selected, the absolute values of probabilities would have changed, but the relative values of married and unmarried would stay approximately the same.

For males, the finding was the opposite, although the effect of marital status seemed to be weaker.[6] The probabilities of first entering a job are from 1.0 to 1.4 times higher for married than unmarried men. The probabilities of leaving and re-entering employment are no different, or only slightly different between married and unmarried men. Thus, the effect of marital status seems to be of significance only in the first entry equations for men; the strength of the marital status effect seems to be much weaker than among women.

Education

Years of formal education is one of the most important variables determining wage levels.[7] In the context of this project, one would expect that higher levels of education would increase the probability of entering or re-entering employment and decrease the probability of leaving it, given that all other factors remain unchanged.

There are a number of reasons why one would expect such a relationship. For example, the education variable may serve to some extent as a proxy for individuals underlying preferences for labour market-oriented versus home-oriented activities. Those whose tastes are oriented towards the former might seek a higher level of education in the belief that it would assist them in developing a career. They are also more likely to seek employment. Thus, a higher probability of being employed would be associated with higher levels of education. Secondly, it is well known that once unemployed, persons with higher levels of education are, on average, re-employed more quickly than their less educated counterparts. Thus, to the extent that the non-employment spells observed here are involuntary unemployment spells, one would expect the probability of re-employment to be higher (in any given year) for the more highly educated. Also, the potential of earning a higher wage should tend to increase the probability of entering employment and decrease the probability of leaving it for the more highly educated; their opportunity costs of not working are higher than for the less educated.

---

[6] Recall that employed in this paper means employed at any time during the year. The duration of employment within a year is not accounted for. Thus, these regression results likely underestimate the difference between married and unmarried women in the total amount of labour supplied over some period, since married women likely work less during a given year (i.e. more part-time employment) than unmarried women.

[7] For example, see Smith (ed., 1980), Heckman (1974), Nakamura and Nakamura (1981, 1983).

The coefficient estimates for the education variables are shown in Tables 1 to 4. As expected, the higher the level of education, the less likely a man or woman is to leave employment and the more likely they are to re-enter it, after controlling for other factors (marital status, child status, duration in the state). The probabilities calculated for a hypothetical population in Table 6 indicates that the elementary educated in the 20-39 group are 1.5 times as likely to leave employment and only half as likely to re-enter it as their counterparts with postsecondary education. Note, however, that all the E to NE transition probabilities are quite small for males, so in an absolute sense the education variable has little real effect on this transition probability for males , even though the reqression coefficients appear to be large in some cases. Thus, the education effect is more significant for women than men. This may be because most not employed spells for men are likely unemployment spells, and higher levels of education are associated with shorter spells of unemployment. For women, the not employed spells may be related to family related duties as well as unemployment.

TABLE 8: Estimated Probability of Making a Transition by Educational Attainment (Estimates Based on Logistic Regressions)

Transition Type and Hypothetical Population Group		Elem.	Some Secondary	Completed Secondary	Completed Postsec.
Prob. of Leaving Employment Given Have Been in E for 2 Yrs.** PR (E to NE | in E 2 Yrs.)					
Male	Age 20-39	.03	.04	.03	.02
	40-50	.03	.02	.03	.02
Female	Age 20-39	.19	.20	.15	.14
	40-50	.08	.07	.06	.05
Prob. of Re-entering Employment Given Have Been in NE for 2 Yrs.** PR (NE to E | in NE 2 Yrs.)					
Male	Age 20-39	.12	.16	.16	.31
	40-50	.09	.04	.10	.14
Female	Age 20-39	.07	.10	.12	.17
	40-50	.05	.07	.12	.12

* Other characteristics of this hypothetical group are not married and no children.

** Other characteristics are married, no children, no failed marriage, completed secondary school.

Child Status Variables

That the presence or absence of children affects the employment patterns of women is commonly known. It is important to realize, however, the exact question which is being addressed in this model. The question addressed is not "does having children influence the probability of being employed (or not employed)?", but rather "given that a person is already employed (or not employed), will having children influence the probability of changing their employment status?"

Having a newborn (child aged 0) would be expected to influence the probability that an employed woman will leave employment, or that a woman who is not employed will enter employment. This event represents a significant change between two years in family status, and in the non-work related burdens and responsibilities of the family. However, whether having children in the, say, 1 to 6 age group will influence these probabilities is a different question. In this case, no major change is observed in family status from one year to the next, and the woman's preference for work or non-work related activities is likely already reflected in the employment status of the previous year. But do women with preschoolers (excluding newborns) who have chosen to work display a stronger or weaker attachment to employment than their counterparts without children? This question is addressed here.

The logistic coefficients in seven models which employ child status variables are shown in Tables 1 to 4. The estimated probabilities of changing employment states given various child status conditions is shown for selected hypothetical populations in Table 9. Together, one can draw the following conclusions from these two tables:

(1) Women with preschoolers (less than 6 years old) are approximately one-half as likely to enter employment for the first time in any given year as their counterparts with older children or no children (having controlled for age, marital status).

(2) Women with newborns have a higher probability of leaving employment than those with no children, (by a factor of from 1.4 to 2), but those with children aged 1 to 16 are less likely (by a factor of about half) to

TABLE 9: Estimated Probability of Making a Transition, by Child Status, Females Only (Estimates Based on Logistic Regression)

Transition Type and Hypothetical Population Group	Child 0-5		Child Over 6 or No Children	
Prob. of First Entering Employment Given Never Worked and Left School With Education Level Specified				
Elem. of Some Sec./Age 18	.10		.19	
Sec. School Grad./Age 18	.12		.24	
Postsec. Grad./Age 24	.19		.40	
	Child 0	Child 1-5	Child 6-16	No Children Under 17
Prob. of Leaving Employment Given Have Been in E for 2 Years* PR (E to NE | in E 2 Yrs.)				
Age 15-19	.17	.17	.13	.13
Age 20-39	.23	.09	.07	.15
Prob. of Re-entering Employment Given Been in the NE State 2 Years* PR (NE to E | in NE 2 Yrs.)				
Age 15-19	.13	.13	.09	.09
Age 20-39	.07	.13	.08	.12

* Other characteristics of this hypothetical group are married, completed secondary school, and no failed marriage.

leave employment (once employed) than their counterparts without children, controlling for marital status, duration in employment and educational attainment.

(3) The patterns for the probabilities of re-entering employment are the mirror image of these for the probability of leaving. Women with newborns have a lower probability of re-entering than their counterparts without children, and most women (in the 20-39 age group) with children aged 1 to 16 have a slightly higher probability of re-entering (by a factor of around 1.2) than women without children.

A few comments about these observations. It must be remembered that only spells of non-employment lasting 1 year or more are included in these data. Shorter spells away from employment are not picked up in these data, and many women with newborns now return to work after a few months. Hence, what is observed here is a major shift in employment status. Second, the observation that women with children (other than newborns) who have chosen to work are even less likely to leave it than their counterparts without children is most interesting. This may be related to financial need. Women with children who work may often do so because of financial pressures. If such pressures did not exist they would perhaps be more likely to stay in the home than their counterparts without children simply because of the presence of the children. Thus, once employed, they may feel a stronger need to remain so than other women. But this is speculation, without any support from these data. There are other possibilities. No distinction is made here between part-time and full-time employment, and it is likely that the former plays a larger role among women with children than among those without. Entry and exit probabilities may be different for part-time and full-time employment, and perhaps it is this difference which is being observed. This particular finding should be considered preliminary until other evidence can be brought to bear.

The Employment Population Ratio

The employment population ratio (EPR) is simply the ratio of the number of persons employed within a given demographic group divided by the population

in the same group.[8] This variable, expressed as $(EPR_t/EPR_{t-1}) - 1$, is included because in the pension simulation model for which these sub-models are being developed, it is desirable to be able to simulate alternative pension scenarios under varying assumptions regarding the employment/population ratio, particularly for women. To do this, the transition probabilities must be made to alter with assumed changes in the employment/population ratios such that the simulation in fact produces the desired levels of employment. This can be done either by introducing the employment/population ratio into the model (as is attempted here), or by "scaling" (adjusting) the transition probabilities in some way until the desired employment/population ratio is achieved.

Different values of the employment/population ratios were introduced in the model for 4 age groups for men, 8 age/child status groups for women, and the 10 years from 1974 to 1983 inclusive. The model coefficients are shown in Tables 1 to 4. All the signs are as one would expect; when the employment population increases, the NE to E transition probabilities rise the NE to E probabilities fall. The converse is true when the employment population falls. However, the magnitude of the coefficients are such that the inclusion of the employment/population ratio in the model is not a satisfactory way of making the transition probability "track" and assumed changes in the external employment population ratio. Thus, this variable will not be used in the model for that purpose.

Comparison of the Actual and Simulated Employment Patterns

To assess the reasonableness of the modelled transition probabilities, a comparison is made between the actual and simulated patterns of employment. A Monte Carlo method is used to develop lifetime employment patterns for a hypothetical population of 2000 cases. The lifetime employment patterns of men and women - where employed is defined as being employed at any time during the year - are developed in a number of steps. All individuals start at age 15 in the not employed (NE) state, and each year either remain in the state or are moved to their first employment. This is done by estimating the probability of employment using the "probability of first employment" equation, and a

[8] The employment population ratio used here does not conceptually match that reported by the Labour Force Survey (LFS), since "employed" in this work refers to employed at any time during the year. In the LFS ratios, the amount of employment during a year is accounted for.

monte carlo random draw procedure. Once in the employed (E) state, each year the probability of exiting from the state is determined by "probability of E to NE transition" equation[9], and a Monte Carlo method is applied to determine if the individual actually makes the transition. Similarly, when in the NE state a "probability of NE to E transition" equation is used to generate the probability of a transition, and the Monte Carlo method to determine when individuals move from NE to E. In this way the lifetime employment is simulated based on the transition probabilities equation and a monte carlo method. The information on marital status, age, educational attainment, and child status necessary to estimate the transition probabilities for this hypothetical population is generated for each case in earlier sub-models of the overall LIPPS model.

From the hypothetical population, ten year segments of the lifetime employment patterns were selected to compare to the actual 10 year segments (from 1974 to 1983) in the FHS used to estimate the transition models. A number of statistics were then computed for 4 age/sex groups to compare the patterns in the hypothetical and actual population. The results are in Table 10.

Overall, the simulations seem to fairly reliably reproduce the actual data. The one exception appears to older women, where the simulation models appear to be generating too many employment spells and overall, too much employment.[10]

---

[9] In this test, the employment population ratio was assumed to remain constant (i.e. the variable in the equations had a value 0).

[10] This particular test may not be totally appropriate, since the model is estimated using data from one period (1974 to 1983), and is then used to generate employment spells which are compared to "actual" spells which are influenced by the events of the period from, say 1950 to 1983. This is particularly true when comparing spells for the older population. Employment in the older years in the model is influenced by employment patterns in an individual's younger years because it is essentially a "flow" model. For people in the, say, 37 to 55 age group, their "actual" employment patterns in their youth reflected the relationships evident in the, say, 1945 to 1965 period. But in the model-generated employment patterns, their patterns for their youth reflect the relationships of the 1974-83 period, which are quite different. Thus, the model may over-predict employment in peoples older years (which in fact it does), mainly because it over-predicts employment in their younger years, which in turn influences employment patterns in later age groups. To implement a better test, one could start with the "actual" employment patterns of, say, 37 year olds and use the model to predict their employment patterns from that age on, rather than using the "predicted" employment patterns of 37 years old as a starting point.

TABLE 10: Comparison of the Actual and Simulated Employment Spells, by Sex and Age Group

Test Statistic		MALES		FEMALES	
		Age at Start of 10 Yr. Period*		Age at Start of 10 Yr. Period	
		18-36	37-55	18-36	37-55
During 10 Year Period:					
Average # Years Employed:	Actual	8.8	8.9	4.7	3.6
	Simulated	8.4	7.9	5.4	5.7
Number of NE to E Transitions per 100 People:	Actual	27	2	44	12
	Simulated	24	4	42	14
Number of E to NE Transitions per 100 People:	Actual	9	17	29	16
	Simulated	15	15	33	24
Average Duration of Employed Spells:	Actual	8.7	9.4	6.1	7.8
	Simulated	8.6	9.1	6.5	7.9
Average Duration of Not Employed Spells:	Actual	4.2	4.7	6.4	8.3
	Simulated	4.4	6.7	5.8	7.0
Average Number of Employed Spells per 100 people	Actual	105	96	84	48
	Simulated	101	87	91	75

The actual employment pattern during the period 1974 to 1983 of 500 randomly selected cases within each of the 4 age/sex groups (total sample of 2000) were compared with a similarly selected and equal number of observations from the simulated population. Ten year segments of the simulated lifetime employment histories were selected for comparison with the actual FHS data for 1974 to 1983.

CONCLUSIONS

This work focused on movement in and out of employment over the period 1974 to 1983. As expected, a larger proportion of women than men registered no employment during the period, and women who did work experienced more movement in and out of employment. Approximately 17% of the younger women (aged 18 to 36 at the beginning of the period) and 44% of older women (aged 37 to 55) were not employed at any time during the 10 years, compared with approximately 2% of men in both age groups. And women who did work were more likely

to have interruptions; approximately three-quarters of all men worked continuously over the 10 year period, compared to only one-third of the women. But there did not seem to be a rapid succession of employment/non-employment spells among women. Even among younger women - where one would expect considerable movement between employment and non-employment - only about 16% registered two or more employment spells during the 10 years, compared to 8% for younger men. Thus, while women make more transitions (approximately twice as many on average as men), it is not a case of a rapid succession of in-out movements. In this work, these employment patterns are reflected in generally higher probabilities of exiting employment and lower probabilities of first entering or re-entering for women than men, although these vary according to the individual's characteristics.

Marital status, educational attainment, the employment state occupied the previous year, the number of years employed (or not employed), and the presence of a newborn all significantly influenced the probabilities of entering or leaving employment for women. Once the current employment status is controlled for, the existence of children (other than newborns) did not radically affect the probability of changing employment states. If anything, the existence of children decreased the probability of leaving employment in any given year.

Implications for Data Sources

Ideally, one would have true longitudinal panel data to estimate model parameters and examine the issue of female labour supply. This is not likely in the near future in Canada. However, if the sample were large (e.g., a supplement to the labour force survey), a cross-sectional survey with recall data for the previous year would suffice in most cases. The major gap in the FHS data is the lack of wage and income data, and more detailed information on hours of work, or the part-time/full-time nature of employment. Nakamura and Nakamura (1985) found that when the model controls for the current employment state (as this one does), spouses income, other family income and previous year's wages appear to have only a weak influence on the transition probabilities. Hence, excluding these variables from this model may not be a serious omission. Nonetheless, the relationship between income and employment pat-

terns probably should receive more attention. As well, it has been found here that duration in the state is a very important variable. If, as is suggested here, the "experience" variable is included in the form of number of years in the state, this could be captured through recall on a cross-sectional survey. Such a survey would collect information on family and demographic variables, income variables and employment variables for the current year, as well as information on any changes in these variables between the current and previous year, and the length of time in the employment state occupied the previous year. It should be stressed, however, that a general purpose labour force longitudinal survey would be the favoured approach, since it would provide not only more reliable data for work on the labour supply of women, but for numerous other issues as well.

BIBLIOGRAPHY

Allison, Paul D., Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories, in Sociological Methodology, S. Leinhadt (ed.), 1982.

Amemiya, T., Qualitative Response Models: A Survey, Journal of Economic Literature, Vol. XIX, December 1981, pg. 1483-1536.

Becker, G.S., Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, National Bureau of Economic Research, New York: Columbia University Press, 1954.

Becker, G.S., A Theory of the Allocation of Time, The Economic Journal, 75:299, September 1965, 493-517.

Boothby, Daniel, The Continuity of Married Women's Labour Force Participation in Canada, Canadian Journal of Economics, XVII, No. 3, August 1984.

Bowen, W.G. and Finnegan, T.A., The Economics of Labour Force Participation, Princeton N.J., Princeton University Press, 1969.

Cain, G.C., Married Women in the Labour Force, University of Chicago Press, 1966.

Goldberger, A.S., "Linear Regression after Selection", Journal of Econometrics, 1981, 357-366.

Groneau, R., Wage Comparisons - A Selectivity Bias, Journal of Political Economy, 82, 1974, 1119-1143.

Hanoch, G., A Multivariate Model of Labour Supply, Methodology and Estimating in Female Labour Supply, Smith (Ed.O, 1980.

Hasan, A. and de Broucker, P., Unemployment and Non-Participatin in Canadian Labour Markets, Economic Council of Canada, Ottawa, 1985.

Heckman, J.J., A Partial Survey of Recent Research on the Labour Supply of Women, American Economic Review, 1978, 200-207.

Heckman, J.J., The Sample Selection Bias as a Specification Error with an Application to the Estimation of Labour Supply Functions, in J.P. Smith (Ed.) Female Labour Supply: Theory and Estimates, Princeton University Press, 1980, 206-248.

Heckman, J.J., The Common Structure of Statistical Models of Transition, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimation for Such Models, Journal of Economic and Social Measurement, 1976, 200-207.

Jackson, B.B., Multivariate Data Analysis, Richard D. Irwin, Homewood Illinois, 1983.

Mincer, Jacob, "Labour Force Participation of Married Women", in Aspects of Labour Economics, H.G. Lewis (Ed.), National Bureau of Economic Research, Princeton, N.J., Princeton University Press, 1962, 63-105.

Nakamura, A. and Nakamura M., The Second Paycheck, Academic Press Inc., 1985.

Nakamura, A. and Nakamura, M., "Part-Time and Full-Time Work Behaviour of Married Women: A Model with Douby Truncated Dependent Variable", Canadian Journal of Economics, 1983, 229-257.

Schultz, T.P., "The Influence of Fertility on Labour Supply of Married Women: Simultaneous Equations Estimates", Research in Labour Economics, 1978, 273-351.

Schultz, T.P., Estimating Labour Supply Functions for Married Women, in J.P. Smith (Ed.), Female Labour Supply: Theory and Estimation, Princeton University, 1980, 25-89.

Smith, J.P. (Ed.), Female Labour Supply, Princeton University Press, 1980.

Stopher, P.R. and Meyburg, A.H., Survey Sampling and Multivariate Analysis for Social Scientists and Engineers, Lexington Books, 1979.

Wolfson, M., DEMOGEN and the Impact of Divorce on Family Life Histories, paper presented in "Family in Crisis" seminar, University of Ottawa, November 1986.

ANALYTICAL STUDIES BRANCH

RESEARCH PAPER SERIES

No.

1. BEHAVIOURAL RESPONSE IN THE CONTEXT OF SOCIO-ECONOMIC MICROANALYTIC SIMULATION by Lars Osberg

2. UNEMPLOYMENT AND TRAINING by Garnett Picot

3. HOMEMAKER PENSIONS AND LIFETIME REDISTRIBUTION by Michael Wolfson

4. MODELLING THE LIFETIME EMPLOYMENT PATTERNS OF CANADIANS by Garnett Picot

5. JOB LOSS AND LABOUR MARKET ADJUSTMENT IN THE CANADIAN ECONOMY by Garnett Picot and Ted Wannell

6. A SYSTEM OF HEALTH STATISTICS: TOWARD A NEW CONCEPTUAL FRAMEWORK FOR INTEGRATING HEALTH DATA by Michael Wolfson

7. A PROTOTYPE MICRO-MACRO LINK FOR THE CANADIAN HOUSEHOLD SECTOR SESSION 3, MACRO/MICRO LINKAGES - HOUSEHOLDS by Hans Adler and Michael Wolfson

8. NOTES ON CORPORATE CONCENTRATION AND CANADA'S INCOME TAX by Michael Wolfson

9. THE EXPANDING MIDDLE: SOME CANADIAN EVIDENCE ON THE DESKILLING DEBATE by John Myles

10. THE RISE OF THE CONGLOMERATE ECONOMY by Jorge Niosi

For furthur information, contact the Chairperson, Publication Review Committee, Analytical Studies Branch, R.H. Coats Bldg., 24th Floor, Statistics Canada, Tunney's Pasture, Ottawa, Ontario K1A 0T6.

Statistique Canada
Statistics Canada

Statistique Canada
Direction des études analytiques

Documents de recherche

Canada

LA MODÉLISATION DES PROFILS D'EMPLOI DES CANADIENS AU COURS DE LEUR EXISTENCE

par

Garnett Picot

n° 4

Division des études sociales et économiques
Statistique Canada
hiver 1986

La présente étude est publiée sous la responsabilité de l'auteur et ne reflète pas nécessairement les vues de Statistique Canada.

RÉSUMÉ

Le présent document utilise les données de l'Enquête sur la famille (ESF) de Statistique Canada pour étudier la relation qui existe entre les variables relatives à la famille et le mouvement continu des Canadiens, des femmes en particulier, qui entrent et sortent du marché du travail. Pour analyser ces ces relations, on a exprimé les probabilités de transition comme une fonction de variables telles que l'âge, le sexe, l'état civil, l'âge du dernier enfant et le niveau d'instruction atteint. Ces probabilités sont également déterminées par la situation occupée l'année précédente et la durée de cette situation. On vise ainsi à élaborer un sous-modèle de l'emploi à l'intérieur du modèle de simulation des politiques en matière de revenus et de retraite (appelé en anglais LIPPS). Les profils d'emploi simulés sont comparés aux profils réels établis à partir de l'Enquête sur la famille.

REMERCIEMENTS

L'auteur tient à remercier Ted Wannell pour la collaboration apportée pendant toute la durée des travaux ainsi que Paul Shaw pour les suggestions faites au début de l'étude.

Mots-clés: modèle de simulation, probabilité de transition, population active, taux d'activité, emploi, logitudinale.

Introduction

Le présent document utilise les données tirées de l'enquête de Statistique Canada intitulée Enquête sur la famille (ESF) pour modéliser les mouvements des hommes et femmes qui entrent et sortent du marché du travail au cours de leur existence. L'accent est mis sur la modélisation des transitions d'emploi des femmes, laquelle est présentée comme une fonction de leurs caractéristiques personnelles, des variables familiales et de leurs antécédents en matière d'emploi. L'objectif global de cette recherche s'explique par la nécessité de mettre au point un sous-modèle de l'emploi, qui sera intégré au modèle de simulation des politiques en matière de revenus et de retraite (LIPPS), qui est en cours d'élaboration à la Division des études sociales et économiques de Statistique Canada. Le profil d'emploi des individus au cours de leur existence joue un rôle important dans l'évaluation de la politique en matière de retraite. En particulier, le degré de continuité dans l'emploi, surtout chez les femmes, joue un rôle considérable, étant donné que le droit aux prestations de retraite ainsi que le montant de ces prestations en dépendent. Par conséquent, dans la mesure où cela existe, il est important d'établir la relation entre le fait d'occuper un emploi et la probabilité d'en avoir un durant une année quelconque.

Lorsqu'on utilise des données transversales pour modéliser les profils d'emploi au cours d'une existence, on est en général forcé de supposer que le fait de détenir un emploi durant une année particulière est indépendant de la situation qui existait les années précédentes. Cette situation tient au fait que l'on n'a généralement pas les données nécessaires pour évaluer cette relation à l'aide de bases de données transversales. S'il existe effectivement une forte dépendance entre les situations passées et actuelles en matière d'emploi et que celle-ci n'est pas incorporée au modèle, cela provoquera trop de transitions entre les situations, et le modèle produira un profil d'emploi trop sporadique.

Les données disponibles donnent à penser que le comportement d'un individu face au travail à un moment précis de sa vie dépend dans une large mesure de son comportement au cours des années précédentes. Dans l'étude remarquable qu'ils ont réalisée à l'aide des données du Michigan Panel Study of Income Dynamics,

Nakamura et Nakamura (1985) écrivent que le comportement des individus face au marché du travail semble se caractériser par une grande inertie. Ces auteurs ont observé que la situation en matière d'emploi pendant l'année en cours a tendance à dépendre fortement de la situation pendant les années précédentes. Les résultats de ce travail sont examinés dans les différentes parties de la présente étude. Il n'existe pas au Canada de données longitudinales comparables à celles qui sont disponibles aux États-Unis, mais Boothy (1984) a utilisé les données de l'enquête de Statistique Canada sur la situation financière des consommateurs pour déterminer pendant combien de temps les femmes mariées font partie de la population active. Il a découvert "une continuité beaucoup plus prononcée de la participation des femmes mariées canadiennes au marché du travail que celle que l'on obtient à l'aide des modèles croisés de participation". Il note que toute tentative de prédiction à des fins de politique, par exemple la simulation des droits aux prestations en vertu du Régime de pensions du Canada, devrait tenir compte de l'existence d'une grande continuité dans la participation des femmes à la population active.

Des études faites aux États-Unis à l'aide des données du Michigan Panel (par exemple, celle de Heckman en 1981 et de Nakamura et Nakamura en 1983) arrivent à des conclusions similaires.

En plus de la question de la continuité de la participation au marché du travail, cette étude examine d'autres aspects de la probabilité d'avoir un emploi, notamment des variables familiales (état civil, nombre d'enfants et âge) et d'autres caractéristiques personnelles.

Une des grandes questions méthodologiques étudiées au cours des dernières années par les économistes et les économétriciens a trait aux différentes méthodes qui permettent d'évaluer des fonctions de salaires et d'offre de travail sans comporter les risques d'erreur découlant de l'utilisation exclusive de statistiques sur les femmes qui travaillent. Le problème de l'utilisation de données de ce type pour déterminer l'incidence du niveau des salaires sur l'offre de travail et la distorsion de sélectivité de l'échantillon qui en

résulte sont étudiés par Heckman (1980), Goldberger (1981), Groneau (1974) et d'autres auteurs.

Un des modèles-types d'offre de travail comprend habituellement trois équations : une première pour estimer la probabilité d'avoir un emploi, une deuxième pour évaluer le nombre d'heures de travail et une troisième pour établir le taux de rémunération. Ce modèle-type est étudié par Schultz (1980), Hanoch (1980) et Nakamura et Nakamura (1983 et 1985). La présente étude traite surtout de la première équation, à savoir la probabilité d'avoir un emploi durant une année donnée. Cette probabilité - qui découle des facteurs influant sur les salaires offerts et demandés[1] - est présentée comme une fonction d'un certain nombre de variables : les caractéristiques personnelles, par exemple, l'âge et le sexe; les variables du capital humain, comme le degré d'instruction atteint et les années d'expérience sur le marché du travail; les caractéristiques familiales, dont l'état civil, le nombre d'enfants d'âge pré-scolaire, l'existence d'un nouveau-né et la possibilité d'un divorce; finalement, les variables macro-économiques telles que le ratio de l'emploi à la population. Mais, ce qui peut-être importe le plus, c'est que si l'aspect "inertie" du comportement des individus face au marché du travail doit être intégré au modèle, comme c'est le cas dans l'étude de Nakamura et Nakamura (1985), les variables reflétant le profil d'emploi au fil des années doivent l'être aussi. Ces variables représentent un aspect

---

[1] Dans ces modèles, la décision de chaque individu relativement à sa participation au marché du travail est définie sous forme de salaire "offert" et de salaire "demandé". Si le salaire offert est supérieur au salaire demandé, l'individu décidera d'entrer sur le marché du travail. La probabilité qu'il le fasse est modélisée comme la différence entre le salaire offert et le salaire demandé ou, plus particulièrement, la probabilité que le salaire offert soit supérieur au salaire demandé. Il est cependant impossible de mesurer ou d'estimer directement ce dernier. Le salaire offert ainsi que le salaire demandé sont exprimés en fonction d'autres variables qui exercent un certain effet (caractéristiques personnelles, caractéristiques régionales, revenu, salaire du conjoint, etc.). Par conséquent, les variables indépendantes du modèle exprimant la probabilité d'entrer sur le marché du travail (la différence entre le salaire offert et le salaire demandé) sont les variables susceptibles d'influencer les deux types de salaires.

important de la présente étude. Les variables des salaires et des revenus sont souvent intégrées aux modèles de participation de la population active. La base de données utilisée dans cette étude ne permet pas de tenir compte de ces variables. Cependant, comme on l'explique plus loin, les travaux réalisés dans le passé donnent à penser que, lorsqu'on détermine la préférence d'un individu pour le travail, l'aspect "inertie" ou "dépendance" compris dans le modèle, on observe une diminution de l'importance des variables salariales calculées directement comme indices de la probabilité d'avoir un travail.

Données et méthodologie

Les données

Dans cette étude, on a utilisé les données provenant de l'Enquête sur la famille (ESF) de 1984. Cette enquête rétrospective, qui est un supplément de l'Enquête sur la population active (EPA), visait à compiler des données sur les grands événements qui surviennent dans la famille, à savoir les mariages, le fait d'élever des enfants et les profils d'emploi. Les personnes interrogées avaient de 18 à 65 ans et l'échantillon choisi comptait environ 14 000 personnes.

Les réponses par procuration[2], qui sont utilisées régulièrement dans l'EPA, n'étaient pas permises, de sorte que les personnes interrogées ne devaient répondre qu'aux questions les concernant exclusivement. On a recueilli un minimum de données sur les antécédents professionnels parce que le risque d'oublier devient probablement une considération importante lorsque l'on pose des questions relatives à des phénomènes de durée relativement courte survenus sur le marché du travail quelques années plus tôt. Plus précisément, on demandait aux personnes interrogées de fournir les renseignements suivants :

---

2 Lorsque les réponses sont fournies non par les individus directement concernés, mais par un autre membre de la famille.

- l'année du premier emploi à plein temps ou du premier emploi à temps partiel d'une durée de six mois ou plus (les emplois à temps partiel occupés pendant les études ne comptaient pas);

- des renseignements sur toutes les interruptions d'un an ou plus, y compris notamment l'année où l'interruption a commencé et le nombre d'années de l'interruption.

À partir de ces renseignements, il a été possible de déterminer pour chaque individu quand la "première entrée" s'est produite, cette expression désignant l'obtention d'un premier emploi d'une durée de six mois ou plus, et quand s'est produite la transition entre la situation d'emploi (E) et la situation de non-emploi (NE). Seules les NE d'un an ou plus sont compris dans les données. Un grand nombre de transitions sont ainsi éliminées, car beaucoup d'hommes et de femmes restent en chômage moins d'un an (la majorité des chômeurs) et beaucoup de femmes restent moins d'un an sans travailler après la naissance d'un enfant. Les courtes périodes de NE peuvent également s'expliquer par d'autres raisons. L'absence de ces données n'a cependant pas une grande incidence dans la présente étude, car dans le modèle de simulation LIPPS, c'est le nombre d'<u>années</u> sans revenus qui importe, et les périodes de moins d'un an passées sans travail n'ont guère d'effet sur les résultats de la simulation des politiques[3]. De plus, dans l'étude plus vaste traitant du comportement des femmes en particulier sur le marché du travail, le point important porte sur les longues périodes de non-emploi, les périodes où les compétences peuvent s'en trouver diminuées, où les besoins à long terme en services de garderie et où les pensions destinées aux "femmes au foyer" peuvent devenir nécessaires.

Pour estimer le modèle, on a utilisé les observations relatives à toutes les personnes pour lesquelles on dispose de données pour la période de dix ans comprise entre 1974 et 1983 inclusivement. Si l'on n'a pas retenu une

---

[3] Les faibles revenus résultant d'un emploi qui ne s'étale pas sur toute l'année sont estimés dans le sous-modèle de revenus, qui est différent. Ici, il est seulement nécessaire de savoir si l'individu occupe un emploi pendant une période quelconque de l'année.

période plus longue, c'est parce que l'on voulait éviter d'accroître les risques d'oubli.

Les modèles de base de régression

On a estimé différentes équations dans le modèle pour étudier les deux situations, avec emploi (E) et non-emploi (NE). Il convient de préciser que le mot emploi couvre les emplois à temps partiel et les emplois à plein temps à n'importe quel moment de l'année. Les probabilités de transition $Pr(NE_t \mid E_{t-1})$ et $Pr(E_t \mid NE_{t-1})$ sont modélisées séparément. Autrement dit, pour pouvoir sortir d'une situation, il faut d'abord l'avoir connue pendant la période antérieure. Naturellement, une fois que l'on connaît la probabilité de sortir d'une situation, on connaît aussi la probabilité d'y rester.

La probabilité de passer d'une situation à une autre semble dépendre de sa durée, ce qui fournit une indication sur l'attachement des individus à une situation en particulier. Les modèles de probabilité sont estimés séparément pour les hommes et pour les femmes ainsi que pour les groupes d'âge de 15 à 19 ans, de 20 à 39 ans et de 40 à 64 ans, puisque les effets des variables indépendantes semblent différer de façon significative selon ces groupes.

Le modèle de probabilité d'emploi est habituellement estimé à l'aide d'une technique de vraisemblance maximale non linéaire, telle que la régression par probits ou la régression logistique[4] [par exemple, dans Nakamura et

[4] Les régressions par probits et les régressions logistiques sont très semblables et, dans la pratique, fournissent des résultats similaires. La différence réside dans le fait que la forme fonctionnelle sous-jacente du modèle par probits est une distribution normale cumulative, alors que dans le cas de la régression logistique, c'est une fonction logistique. Dans la pratique, ces fonctions sont donc très semblables, sauf aux queues (voir Amemiya, 1981). Parce que la variable dépendante est dichotomique (emploi ou non-emploi), les techniques logistiques et par probits offrent les mêmes avantages par rapport à une estimation par moindres carrés ordinaires, notamment : (1) les moindres carrés ordinaires ne sont pas restreints à l'intervalle 0,1 et les probabilités en dehors de cet intervalle peuvent être estimées, alors que les analyses logistiques et par probits limitent les probabilités à l'intervalle 0,1,; (2) il se pose un problème d'hétéroscédasticité (variances non uniformes du terme d'erreur) lorsqu'on utilise les moindres carrés ordinaires avec des variables dépendantes dichotomiques.

Nakamura (1985), Hanoch (1980) ou Schultz (1980), bien qu'on ait eu recours, dans les travaux antérieurs, à un modèle de probabilité linéaire utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires (Bowen et Finnegan (1969)]. Dans le présent travail, on emploie la régression logistique pour estimer la probabilité de l'équation de participation.

Toutes les équations prennent la forme suivante :

$$Pr(Y=1) = 1/(1 + e^{-(\alpha+Bx)}) \text{ ou, } \ldots\ldots\ldots \ln((Pr(Y=1)/(1-Pr(Y=1)) = \alpha+Bx$$

Ou Y = 1 si la transition est faite
0 dans les autres cas
X est un vecteur de variables indépendantes
B est un vecteur des coefficients estimés
dans la coordonnée à l'origine

Les variables

La variable dépendante est une variable dichotomique qui prend la valeur 1 lorsqu'il y a une transition de NE à E ou de E à NE. Dans le cas contraire, elle prend la valeur 0. Les variables ci-dessous sont des variables indépendantes pour lesquelles on dispose de données provenant de l'Enquête sur la famille et qui sont susceptibles d'influencer la probabilité de changement de situation.

Les variables indépendantes

1. État civil : marié ou non marié (1 variable auxiliaire)
2. Situation familiale : présence d'un nouveau-né, enfants de 1 à 5 ans, enfants de 6 à 16 ans, pas d'enfant ou enfants de 17 ans (3 variables auxiliaires)
3. Niveau d'instruction : élémentaire, secondaire (non terminé) secondaire (terminé), post-secondaire au complet (3 variables auxiliaires)
4. Divorce (1 variable auxiliaire)
5. Durée de la situation (en années) : sous la forme In(DUR)
6. Ratio Emploi/Population : sous la forme d'une variation du ratio EMP/POP sur deux ans $[(EPR_t/EPR_{t-1}) - 1]$
7. Âge : variables auxiliaires pour les groupes d'âge importants, par exemple 51 à 55 ans, 56 à 60 ans, 61 et 62 ans ainsi que 63 et 64 ans dans le modèle pour le groupe d'âge de 40 à 64 ans.

Première entrée sur le marché du travail

En règle générale, les probabilités de passer d'une situation à une autre sont modélisées de la façon que l'on vient de décrire. Une transition cependant est modélisée séparément, soit la probabilité relative à la première entrée sur le marché du travail (le premier passage de NE à E). Cette modélisation se fait séparément parce qu'il s'agit d'une transition unique et aussi parce que la variable de durée a un sens différent dans ce cas. Avant qu'un individu n'obtienne un emploi, la durée de l'état de non-emploi est en parfaite corrélation avec son âge et n'est donc qu'un reflet des années antérieures, depuis un certain point de départ arbitraire. Selon le point choisi, la mesure de la durée variera. Toutefois, dans le cas d'un individu qui passe d'une situation E à une situation NE, cette mesure reflète davantage le temps passé sans emploi. La durée a une signification différente dans les deux cas et une seule variable de durée ne pourrait servir à estimer l'équation $Pr(E_t \mid NE_{t-1})$. Par conséquent, il était nécessaire de modéliser séparément cette transition.

Autres variables souvent comprises dans le modèle

Plusieurs autres variables, en particulier celles qui ont trait au salaire et au revenu, sont souvent comprisès dans un modèle de participation au marché du travail. Dans la présente étude, elles ne sont pas comprises parce que l'Enquête sur la famille ne fournit pas les données nécessaires. Nakamura et Nakamura (1985) ont tenu compte des variables suivantes dans leur modèle : heures de travail décalées, taux de rémunération décalés, revenu du mari et autres revenus familiaux. Parmi ces variables, les plus importantes sont les heures de travail décalées. J'ai donc inclus la durée dans la situation actuelle, afin de pouvoir saisir la continuité de l'emploi au fil des ans. Dans l'étude de Nakamura, d'autres variables, par exemple le revenu du mari et les "autres revenus", semblent n'avoir qu'un faible effet sur les probabilités de transition une fois que que l'on a tenu compte de la situation au titre de l'emploi pendant l'année précédente. Il se peut, et c'est ce que les auteurs ont supposé, que si l'on établisse les préférences des femmes

mariées pour les activités ménagères ou professionnelles en vérifiant l'emploi au cours des années précédentes, ainsi que la durée de chaque situation d'emploi ou de non-emploi, la relation observée entre le revenu des maris et la recherche d'un emploi par la femme peut être assez faible.

Nakamura et Nakamura (1985) ont trouvé une relation positive entre les salaires gagnés au cours de la période précédente et la probabilité de demeurer dans une situation d'emploi (la variable du taux rémunération décalée), mais l'effet n'était pas prononcé et il était de beaucoup inférieur à l'effet produit par la variable des heures de travail décalées. On peut donc dire que, dans un modèle formulé de cette façon, la variable la plus importante qui manque semble être celle des heures de travail décalées. Elle est remplacée par la variable de durée dans ce modèle.

Utilisation de données combinées et tests de signification

Dans toutes les équations, la variable dépendante équivaut à la possibilité d'une transition. Elle est donc dichotomique et prend la valeur 1 lorsqu'on passe d'une situation d'emploi à une situation de non-emploi; sinon, elle prend la valeur 0.

Chaque individu a pu connaître jusqu'à 10 transitions au cours de la période 1974-1983, de sorte qu'il a contribué 10 fois à l'ensemble de données. On utilise les données combinées (sur une période de 10 ans) parce que les sorties sont relativement rares au sein de certains groupes démographiques et, dans de nombreux cas, des données relatives à une seule année ne fourniraient pas suffisamment de transitions pour estimer de façon sûre les coefficients. On observe souvent cette combinaison de données longitudinales, par exemple dans Nakamura et Nakamura (1985), et elle se fait de la façon décrite par Allison (1982). Elle présente cependant la difficulté que les observations ne sont plus indépendantes. Or, cette condition est nécessaire si l'on veut éviter de fausser les tests statistiques de l'analyse de régression. Par conséquent, les écarts-types des coefficients des modèles sont sous-estimés et les valeurs du X^2 dans les tests de l'hypothèse nulle des

coefficients sont surestimées à une valeur inconnue. Par conséquent, les tests X^2 associés aux coefficients devraient être considérés comme des statistiques descriptives, et non comme de bonnes statistiques permettant de tester l'hypothèse nulle. A la suite de Nakamura et Nakamura (1985), de Cain (1966) et d'autres auteurs, on a établi la signification des relations davantage en indiquant qu'elles peuvent être renouvelées pour plusieurs équations ou groupes démographiques (c'est-à-dire parmi plusieurs des 18 équations estimatives) et que les effets d'une variable sont ceux qu'on s'attendrait à observer en présence de la théorie sous-jacente. Sans doute aussi important pour le modèle de simulation, un autre test de la signification des relations estimatives consiste à déterminer si les profils d'emploi simulés à l'aide du modèle correspondent aux profils actuels. Ce test était effectué à l'aide d'un certain nombre de statistiques sommaires. On trouvera les résultats de ce test vers la fin de cette étude.

LES RÉSULTATS

Les résultats sont présentés alternativement pour chaque ensemble de variables indépendantes (état civil, âge des enfants, etc.). On a fait appel à deux informations pour indiquer l'effet observé entre chaque variable indépendante et les profils d'emploi propres à chaque individu. Ce sont : (1) les coefficients de régression estimatifs établis à partir de la régression logistique et (2) les valeurs estimatives (basées sur les équations de régression) des probabilités de transition pour les populations hypothétiques sélectionnées.

Les tableaux qui suivent font état des résultats de la régression pour chacune des 18 équations.

TABLEAU 1. Modèlisation des Résultats par Régression Logistique de la Probabilité de Première Entrée sur le Marché du Travail

Modèle: $\ln \frac{P(y=1)}{1-P(y=1)} = \alpha + \beta X$

où $Y = \begin{cases} 1 \text{ si le premier emploi d'un individu dure au moins six mois} \\ 0 \text{ dans les autres cas} \end{cases}$

Groupe de référence	Variable	Études primaires ou secondaires non terminées				Études secondaires terminées ou non				Études postsecondaires universitaires			
		Homme		Femme		Homme		Femme		Homme		Femme	
		Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2
	Coordonnée à l'origine	-0.895	18.1	-1.443	43.8	-0.823	24.7	-0.171	1.4	-1.580	62.1	-1.626	68.9
Non marié	Marié	0.516	4.6	-0.087	0.4	0.008	0.0	-0.518	7.8	0.351	2.2	-0.206	1.0
Pas d'enfant	Enfant 0-5 ans			-0.772	21.4			-0.794	17.1			-1.045	17.8
	EMP/POP*	2.423	0.7	2.37	4.3	1.629	0.5	1.893	4.1	6.796	5.6	2.775	5.0
	Age 17	-0.355	2.2	.099	0.2	-0.790	17.1	-2.012	103.4	-1.356	12.0	-1.914	26.7
Age 20	Age 18	0.000	0.0	.074	0.1	0.139	0.6	-0.463	8.0	0.041	0.0	-1.066	17.1
	Age 19	-0.260	1.0	-.006	0.0	0.179	0.9	-0.088	0.3	-0.203	0.6	-0.698	9.4
	Age 21 - 22	-0.193	0.5	-.052	0.4	0.167	0.6	-0.190	0.9	0.593	6.9	0.460	6.7
	Age 23 - 24	-0.261	0.6	-.357	1.3	-0.196	0.4	-0.539	3.4	1.040	18.5	1.082	26.8
	Age 25 - 26	-1.010	5.2	-.579	3.1	0.054	0.0	-0.773	4.9	1.034	11.8	0.805	2.5
	Age 27 - 30	-1.153	6.9	-.494	3.2	0.127	0.1	-0.726	5.8	1.037	7.5	0.423	1.8
	Age 31 - 40	-1.406	18.8	-1.197	21.0	0.817	1.2	-0.949	11.3	0.007	0.0	-0.009	0.0
Proportion de la population en transition		24.3		11.7		29.2		25.2		24.7		21.3	
Taille de l'échantillon		1,292		3,148		1,927		2,954		1,375		1,944	
Modèle	x^2	43.9		152.5		61.3		256.7		108.2		203.1	
	ρ^2	.031		0.067		0.026		0.088		0.070		0.101	
	d.f.	10		11		10		11		10		11	

où $\rho^2 = 1 - \frac{\text{logarithme de vraisemblance pour le modèle ajusté}}{\text{logarithme de vraisemblance pour le modèle avec coordonnée à l'origine uniquement}}$

* Dans la formule $(EPR_t/EPR_{t-1}) - 1$

TABLEAU 2. Résultats de la Régression Logistique pour le Groupe des 15-19 Ans

Groupe de référence	Variable	PR (E_t | $\overline{E}_{t-1}$)				PR ($\overline{E}_t$ | E_{t-1})			
		Homme		Femme		Homme		Femme	
		Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2
	Coordonnée à l'origine	-0.713	3.4	-1.077	5.8	-3.101	333.2	-2.611	196.0
Non marié	Marié			-1.251	3.3			0.712	4.9
Pas d'enfant	Enfant 0-5 ans			0.442	0.3			0.305	0.3
	$\left(\frac{\frac{Emp/Pop}{EPR_t}}{EPR_{t-1}} - 1\right)$	-14.240	1.2	5.842	1.0	11.039	3.8	2.256	0.7
Taille de l'échantillon		74		87		1,438		929	
Proportion de la population en transition		25.7		25.3		5.28		8.4	
Modèle	x^2	1.3		6.0		3.7		6.3	
	p^2	0.015		0.062		0.006		0.012	
	d.f.	1		3		1		3	

TABLEAU 3. Résultats de la Régression Logistique pour le Groupe des 20-39 Ans

Groupe de référence	Variable	$PR(E_t \mid NE_{t-1})$				$PR(NE_t \mid E_{t-1})$			
		Homme		Femme		Homme		Femme	
		Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2
	Coordonnée à l'origine	-1.013	26.4	-0.910	40.5	-2.688	239.5	-1.968	319.7
Non marié	Marié	0.074	0.2	-0.512	19.6	-0.435	15.6	0.541	49.7
Pas d'enfant	Enfant 0			-0.716	28.6			0.512	29.8
	1-5 ans			0.033	0.1			-0.566	30.9
	6-16 ans			0.447	10.8			-0.770	57.7
Diplômés des études secondaires	Primaires	-0.286	1.0	-0.688	15.9	0.193	1.3	0.319	6.1
	Secondaires	0.009	0.0	-0.218	4.6	0.295	6.2	0.364	20.7
	Postsecondaires	0.896	21.8	0.351	13.2	-0.250	3.7	-0.096	1.6
Mariages réussis	Mariages non réussis			0.237	4.6			-0.183	4.8
	LN (DUR)	-0.870	51.6	-0.760	227.2	-0.581	69.1	-0.461	131.7
	EMP/POP*	0.465	0.0	1.478	3.1	-4.441	3.0	-2.66	16.7
	Age 20-24 ans	0.070	0.1	-.066	0.3	0.157	1.4	0.022	0.1
Taille de l'échantillon		1,116		8,261		23,341		15,091	
Proportion de la population en transition		22.3		9.3		2.0		7.9	
Modèle	x^2	101.8		468.0		190.9		378.1	
	p^2	0.086		0.092		0.043		0.045	
	d.f.	7		11		7		11	

où $p^2 = 1 - \dfrac{\text{logarithme de vraisemblance pour le modèle ajusté}}{\text{logarithme de vraisemblance pour le modèle avec coordonnée à l'origine uniquement}}$

* Dans la formule $(EPR_t/EPR_{t-1}) - 1$

TABLEAU 4. Résultats de la Régression Logistique pour le Groupe des 40-64 Ans

Groupe de référence	Variable	$PR(E_t \mid NE_{t-1})$				$PR(NE_t \mid E_{t-1})$			
		Homme		Femme		Homme		Femme	
		Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2
	Coordonnée à l'origine	-1.875	6.9	-1.311	20.1	-2.791	60.6	-2.852	192.0
Non marié	Marié	0.521	0.8	-0.285	1.4	-0.560	13.2	0.275	4.1
40-50 ans	51-55 ans	-0.038	0.0	-0.373	3.3	0.274	2.6	0.182	1.6
	56-60 ans	-1.033	3.0	-1.305	17.0	0.511	8.4	0.530	10.5
	61-62 ans	-8.773	-	-1.907	6.8	1.039	17.5	0.581	4.6
	63-64 ans	-8.899	-	-1.762	5.9	1.811	48.8	1.313	22.9
Diplômés des études secondaires	Primaires	-0.151	0.1	-1.017	17.9	0.156	0.9	0.306	4.2
	Secondaires	-0.941	1.7	-0.520	6.9	-0.120	0.4	0.144	1.0
	Postsecondaires	0.424	0.4	-0.037	0.0	-0.289	1.8	-0.117	0.5
	LN (DUR)	-1.243	17.9	-0.589	74.3	-0.419	17.5	-0.308	32.9
	EMP/POP*	31.341	2.4	2.042	0.6	-32.136	32.2	-7.244	16.3
Taille de l'échantillon		1,007		6,741		15,646		8,296	
Proportion de la population en transition		2.7		2.7		1.8		4.5	
Modèle	x^2	59.0		155.5		152.4		106.1	
	p^2	0.238		0.094		0.054		0.035	
	d.f.	10		10		10		10	

* Dans la formule $(EPR_t/EPR_{t-1}) - 1$

Durée d'une situation

La durée d'une situation ou d'une période permet souvent de prédire de manière satisfaisante la probabilité de la fin de cette période. Dans les études sur le chômage par exemple, on a constaté que la durée d'une période de non-emploi joue un rôle très important dans la détermination des probabilités d'en sortir (Hasen et De Brouker, 1985). Dans divers travaux qu'ils ont réalisés récemment, Nakamura et Nakamura (1985), Boothby (1984), Heckman et Willis (1977), Heckman (1981) ont été unanimes à montrer que la continuité de la participation au marché du travail (ou de la non participation) est très prononcée et peut être captée à l'aide d'un modèle établi pour la population active en vue de déterminer le comportement en matière d'emploi. Les formes des modèles utilisés dans ces études en vue d'évaluer le degré de continuité ont varié considérablement; mais, tous ces modèles permettent d'arriver à la conclusion que la continuité est très importante en ce qui concerne la participation au marché du travail.

La présente étude utilise une mesure assez simple et assez directe de la continuité : la durée d'une période (d'emploi ou de non-emploi) exprimée en années.

Les économistes ne s'accordent pas tous en ce qui concerne les effets de "durée effective" et l'"hétérogénéité", ainsi que sur l'action de celle-ci sur les effets de durée mesurée. On ne prétend point ici être en mesure de séparer ces deux sources éventuelles d'effets de durée. La durée apparaît ici comme un instrument de prévision ou de mesure de la probabilité de maintien de cette situation (d'emploi ou de chômage). On s'attend à une corrélation négative entre la durée et la probabilité de cessation d'une situation, et, si une telle corrélation existe, l'incorporation de la variable de durée dans le modèle aura pour effet d'améliorer sa capacité à établir des prédictions.

Dans le modèle de régression, la variable de durée a été introduite sous la forme d'un logarithme naturel[5]. Nous avons toutefois abandonné cette variable

[5] On a également utilisé des variables auxiliaires pour les quatre intervalles discontinus de durée (1, 2-4, 5-19, 10+), et les résultats étaient analogues.

en ce qui concerne le groupe d'âge de 15 à 19 ans, car celui-ci se caractérise par des mouvements importants à l'entrée et à la sortie du marché du travail, généralement après des périodes d'emploi extrêmement courtes. Les coefficients ne nous ont pas paru très significatifs pour ce segment de la population, ce qui nous a conduit à ne pas en tenir compte.

Avant d'étudier la variable de durée, on se penche sur la dépendance qui existe entre la probabilité d'avoir un emploi et la situation que l'on a connue l'année antérieure. Cette démarche permet de mettre en lumière un aspect de la question de la continuité de la situation en matière d'emploi.

En vue de se faire une idée des résultats du modèle, on a calculé pour quelques groupes hypothétiques de population et présenté dans le tableau 5 les valeurs des probabilités de passage qui ont été estimées à l'aide des modèles.

Selon ces résultats, la probabilité pour une personne d'être en situation d'emploi dépend de la situation qu'avait connue cette personne l'année antérieure. Par exemple, pour les femmes mariées de 20 à 39 ans qui n'ont pas d'enfant, ont terminé leurs études secondaires, et qui ont eu un emploi l'année antérieure, la probabilité de changer de situation est de ,20. Par conséquent, la probabilité de se maintenir en situation d'emploi est de ,80. Mais, pour le même segment de population, la probabilité d'être en situation d'emploi n'est que de ,19 si la personne se trouvait en chômage l'année antérieure. On peut donc affirmer que la situation que connaissait une personne l'année antérieure est d'une importance indiscutable, comme l'ont établi Nakamura et Nakamura (1985). Les modèles transversaux qui ne tiennent pas compte de la situation de l'année antérieure ont tendance à surestimer la vraisemblance du passage d'une situation à une autre. Cela revient à dire que le comportement de l'emploi déterminé à l'aide du modèle se révélerait trop irrégulier.

Cependant, ces résultats donnent à penser que la probabilité d'un passage dépend non seulement de la situation qu'avait connue l'intéressé durant l'année antérieure, mais aussi de la durée de cette situation.

Les coefficients de la variable de durée sont de valeur élevée et de signe négatif dans tous les modèles de groupes d'âge et de sexe (à l'exclusion du groupe de 15 à 19 ans). (On peut donc dire que plus une situation a duré longtemps, plus faible est la probabilité d'en sortir.) Les valeurs figurant au tableau 5 montrent une baisse significative de la probabilité d'effectuer le passage (de l'emploi au non-emploi ou inversement) à mesure que s'allonge la durée de la situation observée. La probabilité d'effectuer le passage après trois années passées en une certaine situation ne représente que le tiers ou la moitié de ce qu'elle était après une période d'une année seulement.

Aussi, pour les hommes comme pour les femmes, plus longtemps on a été employé (ou non employé), moins élevé est le degré de probabilité d'effectuer le passage.

TABLEAU 5 : Probabilité estimée du passage en fonction de la durée de la situation
(Estimations basées sur une régression logistique)

Type de transition et groupe hypothétique de population	Durée de la situation (en années)						
	1	2	3	4	5	10	20
Probabilité de quitter un emploi Supposant une période d'emploi de X ans* PR (E à NE | en E durant X ans)							
Hommes 20 à 39 ans d'âge	.04	.03	.02	.01	0	-	-
40 à 50 ans d'âge	.04	.03	.02	.01	.01	0	0
Femmes 20 à 39 ans d'âge	.20	.15	.10	.05	.03	.01	-
40 à 50 ans d'âge	.07	.06	.04	.03	.02	.01	0
Probabilité de reprendre un emploi Supposant une période de non-emploi de X ans* PR (E à NE | en NE durant X ans)							
Hommes 20 à 39 ans d'âge	.25	.16	.07	.03	.01	-	-
40 à 50 ans d'âge	.21	.10	.03	.01	.00	0	0
Femmes 20 à 39 ans d'âge	.19	.12	.06	.02	.01	-	-
40 à 50 ans d'âge	.17	.12	.07	.03	.01	-	-

* Ce groupe logarithmique présente deux autres caractéristiques : ses membres ne sont pas mariés, n'ont pas d'enfant, n'ont pas connu d'union conjugale brisée et ont terminé leurs études secondaires

Le résultat ainsi obtenu va peut-être à l'encontre de ce que l'intuition nous porterait à croire en ce qui concerne de nombreuses femmes qui arrêtent de travailler en vue d'élever leurs enfants. On a souvent dit que les femmes quittent leur emploi pour élever leurs enfants, restent en situation de chômage pendant un certain nombre d'années puis retournent ensuite sur le marché du travail. Par conséquent, on s'attendrait à observer un degré élevé de probabilité en ce qui concerne le passage du non-emploi à l'emploi (rentrée sur le marché du travail) après quelques années, plutôt qu'après 1 ou 2 ans.

TABLEAU 6. Durée d'Iterruption d'Emploi des Femmes

	Proportion des femmes reprenant un emploi							Nombre total
	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6-9 ans	10 ans + et jamais repris un emploi	
Interruptions ayant commencé entre 1973 et 1983								
Toutes interruptions*	20%	19%	7%	5%	5%	8%	34%	1 million
Pour motif de grossesse ou de soins à un enfant	14%	18%	7%	6%	7%	10%	35%	0.4 mil.
Autres motifs	24%	19%	7%	5%	4%	7%	33%	0.6 mil.
Interruptions ayant commencé entre 1960 et 1969								
Toutes interruptions*	16%	11%	6%	5%	5%	13%	43%	1.0 mil.
Pour motif de grossesse ou de soins à un enfant	14%	11%	7%	5%	6%	18%	40%	0.5 mil.
Autres motifs	18%	12%	5%	5%	5%	8%	47%	0.5 mil.

* D'une durée d'un ans ou plus. On n'a pas retenu dans l'échantillon les interruptions de moins d'une année.

Source: Enquête sur la famille.

Cependant, les données de l'Enquête sur la famille indiquent que plus de femmes rentrent sur le marché de l'emploi à la suite de la première année de cessation d'emploi qu'à aucun autre moment. De plus, à mesure que le temps passe, la proportion de celles qui rentrent sur le marché de l'emploi décline (Tableau 6). Cela est vrai des interruptions qui ont commencé durant les années 60 ainsi que de celles qui ont commencé dans les années 70. Il en va de même en ce qui concerne les femmes qui ont cessé de travailler pour des motifs liés à la grossesse, pour se consacrer aux soins des enfants ainsi que pour d'autres raisons.

Par conséquent, non seulement il existe, d'une année à l'autre, un degré élevé de continuité dans la situation d'emploi des femmes et des hommes, mais cette continuité se renforce (la probabilité de se maintenir dans une situation donnée) à mesure que se prolonge une situation.

État civil

Les différences de comportement en matière d'emploi entre les femmes mariées et celles qui ne le sont pas, sont bien connues depuis longtemps. Des études antérieures (Nakamura et Nakamura, 1985) qui ont mis en relief les modifications survenues dans le comportement des individus sur le marché du travail par suite des changements dans leur état civil, indiquent que ces différences sont dues probablement à l'évolution des besoins financiers et aux attentes relatives aux revenus provenant des maris plutôt qu'à un ensemble quelconque de préférences fixes et immuables dans le temps, qui existeraient chez les femmes qui sont, au moment de leur mariage, orientées vers le foyer plutôt que vers le marché du travail. Les différences relevées dans des études antérieures se retrouvent dans les données de l'Enquête sur la famille. Dans la régression logistique, ces différences se reflètent dans un degré de probabilité plus élevé pour les femmes non mariées qui entrent pour la première fois ou retournent sur le marché du travail, et dans un degré de probabilité plus faible d'interruption de l'emploi pour elles. Ces différences quant aux probabilités de passage se manifestent dans les coefficients de régression logistique et dans les probabilités estimées pour les groupes hypothétiques choisis et qui figurent dans le tableau 7.

Selon les probabilités estimées, les femmes mariées sont de 1,5 à 2 fois plus susceptibles de quitter leurs emplois et moins susceptibles de rentrer sur le marché du travail que les femmes non mariées présentant les mêmes caractéristiques (âge, nombre et âge des enfants, éducation, durée de la situation d'emploi ou de non-emploi). Les femmes non mariées sont de 1,1 à 1,5 fois plus susceptibles d'entrer pour la première fois sur le marché du travail à un âge déterminé que les femmes mariées ayant un niveau identique d'éducation.

TABLEAU 7 : Probabilité estimée d'opérer un passage (selon l'état civil)
(Estimations basées sur un modèle de régression logistique)

Type de passage et groupe hypothétique de population	Femme		Homme	
	Mariée	Non Mariée	Marié	Non Marié
<u>Probabilité d'occuper un emploi pour la première fois</u> Supposant que la personne n'a jamais travaillé et a quitté l'école dotée d'un niveau d'éducation déterminé				
Population hypothétique				
Études primaires ou quelques années d'études secondaires/18 ans*	.19	.21	.41	.29
Diplôme de fin d'études secondaires/18 ans*	.24	.35	.34	.34
Diplôme d'études post-secondaires/24 ans*	.41	.46	.45	.37
<u>Probabilité de cessation d'emploi</u> Supposant une période d'emploi de 2 ans, c'est-à-dire PR (E à NE | en E durant 2 ans)				
15-19 ans d'âge**	.13	.07	.04	.05
25-39 ans d'âge**	.15	.09	.03	.04
40-50 ans d'âge	.06	.04	.03	.04
<u>Probabilité de reprendre un emploi</u> Supposant une période de non-emploi de 2 ans, c'est-à-dire PR (NE à E | en NE durant 2 ans)				
15-19 ans d'âge**	.09	.25	.33	.33
25-39 ans d'âge**	.12	.19	.17	.17
40-50 ans d'âge	.12	.15	.10	.06

* Supposant que les femmes n'ont pas d'enfant

** Les autres caractéristiques attribuées à ce groupe hypothétique sont les suivantes : pas d'enfant et pas d'union conjugale brisée (pour les femmes), diplômes de fin d'études secondaires et 2 années passées dans une certaine situation avant d'en sortir. Si d'autres caractéristiques avaient été choisies, les valeurs absolues des probabilités auraient été différentes, mais les valeurs relatives pour les personnes mariées et non mariées seraient restées à peu près les mêmes.

En ce qui concerne les hommes, c'est le contraire qui a été observé, bien que l'effet de l'état civil semble être moins important[6]. Les probabilités pour les hommes mariés d'entrer pour la première fois sur le marché du travail représentent de 1,0 à 1,4 fois les probabilités en ce qui concerne les hommes non mariés. Les probabilités d'abandon et de retour sur le marché du travail sont pratiquement identiques et ne diffèrent que légèrement en ce qui concerne, d'une part les hommes mariés et, d'autre part, les hommes non mariés. Aussi, l'effet de l'état civil ne semble revêtir une certaine importance que dans les équations de première entrée des hommes sur le marché du travail; l'effet de l'état civil se fait beaucoup moins sentir dans le cas des hommes que dans celui des femmes.

Éducation

Le nombre d'années de scolarité constitue une des variables les plus importantes dans la détermination du niveau des salaires[7]. Dans le cadre du présent projet, on s'attendrait à ce que, toutes choses étant égales par ailleurs, des niveaux d'éducation plus élevés fassent augmenter la probabilité d'entrer ou de rentrer sur le marché du travail et diminuer la probabilité de retrait. Il y a plusieurs raisons pour lesquelles on s'attendrait à observer une telle relation. Par exemple, la variable "éducation" peut servir dans une certaine mesure de variable auxiliaire pour exprimer les préférences fondamentales des individus pour le marché du travail plutôt que pour le foyer. Ceux qui sont attirés vers le marché du travail peuvent rechercher un niveau d'éducation plus élevé, en pensant que cela les aide à faire carrière. Ce sont également ces personnes qui sont les plus susceptibles de chercher des emplois. Par conséquent, une forte probabilité d'être employé serait associée

---

6 Nous rappelons au lecteur que le terme "employé" utilisé dans la présente étude signifie "employé pendant toute l'année". La durée de l'emploi pendant l'année n'est pas prise en compte. Par conséquent, les résultats de la régression sous-estiment vraisemblablement la différence entre le travail des femmes mariées et celui des femmes non mariées qui est offert au cours d'une période quelconque, puisqu'il est probable que les femmes mariées travaillent moins au cours d'une année donnée (par exemple elles ont un emploi à temps partiel) que les femmes mariées.

7 Voir par exemple Smith (éd., 1980, Heckman (1974), Nakamura et Nakamura (1981, 1983).

avec un niveau d'éducation plus élevé. Deuxièmement, nul n'ignore qu'une fois qu'ils ont un emploi, les hommes ou femmes ayant des niveaux d'éducation plus élevés se replacent plus rapidement que leurs homologues moins bien formés. Aussi, dans la mesure où les périodes de non-emploi observées ici sont des périodes de chômage involontaire, on s'attendrait à ce que la probabilité de retour sur le marché du travail soit plus élevée (pour n'importe quelle année choisie) pour les personnes les mieux formées. De même, la capacité de percevoir un salaire plus élevé aurait tendance à accroître la probabilité d'entrer sur le marché du travail et de réduire la probabilité d'en sortir pour les personnes ayant le niveau d'éducation le plus élevé; les coûts du renoncement au travail sont plus élevés pour ces personnes que pour celles qui sont moins bien formées.

Les estimations de coefficient pour les variables d'éducation figurent dans les tableaux 1 à 4. Comme prévu, plus son niveau d'éducation est élevé, moins un homme ou une femme aura tendance à quitter un emploi et plus ils auront tendance à retourner sur le marché du travail, compte tenu d'autres facteurs (état civil, nombre et âge des enfants, durée de la situation d'emploi ou de non-emploi). Les probabilités calculées pour une population hypothétique et qui figurent dans le tableau 6 montrent que les hommes et les femmes qui n'ont fréquenté que l'école primaire dans le groupe d'âge de 20 à 39 ans sont 1,5 fois plus susceptibles de quitter un emploi et sont moins susceptibles - de moitié - de retourner sur le marché du travail que leurs homologues ayant reçu une formation post-secondaire. Il faut remarquer cependant que toutes les probabilités de passage d'une situation d'emploi à une situation de non-emploi sont tout à fait faibles pour les hommes, de telle façon que dans l'absolu, la variable "éducation" n'exerce qu'un faible effet réel sur la probabilité de passage des hommes, même si les coefficients de régression semblent importants dans certains cas. On peut en conclure que l'effet de l'éducation est moins important pour les femmes que pour les hommes. Cela peut s'expliquer par le fait que dans la plupart des cas, si un homme ne travaille pas c'est qu'il est en chômage et que, d'autre part, des niveaux d'éducation plus élevés sont associés avec des périodes plus brèves de chômage. Pour les femmes, les périodes de non-emploi peuvent s'expliquer aussi bien par les tâches familiales, que par le chômage.

TABLEAU 8 : Probabilité estimée d'opérer un passage, selon la formation scolaire
(Estimations basées sur des régressions logistiques)

Type de transition et groupe hypothétique de population		Études: Primaires	Secondaires non terminées	Secondaires terminées	Post-secondaires
<u>Probabilité de quitter un emploi</u>					
Supposant une période d'emploi de 2 ans**					
PR (E à NE | en E durant 2 ans)					
Hommes	20 à 39 ans d'âge	.03	.04	.03	.02
	40 à 50 ans d'âge	.03	.02	.03	.02
Femmes	20 à 39 ans d'âge	.19	.20	.15	.14
	40 à 50 ans d'âge	.08	.07	.06	.05
<u>Probabilité de reprendre un emploi</u>					
Supposant une période de non-emploi de 2 ans **					
PR (E à NE | en NE durant 2 ans)					
Hommes	20 à 39 ans d'âge	.12	.16	.16	.31
	40 à 50 ans d'âge	.09	.04	.10	.14
Femmes	20 à 39 ans d'âge	.07	.10	.12	.17
	40 à 50 ans d'âge	.05	.07	.12	.12

* Autres caractéristiques : les membres de ce groupe ne sont pas mariés et n'ont pas d'enfant.

** Autres caractéristiques : les membres de ce groupe sont mariés, n'ont pas d'enfant, n'ont pas connu d'union conjugale brisée et ont terminé leurs études secondaires.

TABLEAU 9 : Probabilité estimée d'opérer un passage, selon le nombre d'enfants (Femmes seulement) et l'âge des enfants (Estimations basées sur un modèle de régression logistique)

Type de passage et groupe hypothétique de population	Femmes ayant des enfants de 0 à 5 ans		Femmes dont les enfants ont plus de 6 ans et femmes n'ayant aucun enfant	
<u>Probabilité d'occuper un emploi pour la première fois</u>				
Supposant qu'elle n'a jamais travaillé et a quitté l'école dotée d'un niveau d'éducation déterminé				
Études primaires et quelques années d'études secondaires/18 ans d'âge	.10		.19	
Diplôme de fin d'études secondaires/ 18 ans d'âge	.12		.24	
Diplôme d'études post-secondaires/ 24 ans d'âge	.19		.40	
	Enfant de moins d'1 an	Enfant de 1 à 5 ans d'âge	Enfant de 6 à 16 ans d'âge	Aucun enfant de moins de 17 ans d'âge
<u>Probabilité de quitter l'emploi</u>				
Supposant une période d'emploi de 2 ans*				
PR (E à NE | en E durant 2 ans)				
De 15 à 19 ans d'âge	.17	.17	.13	.13
De 20 à 39 ans d'âge	.23	.09	.07	.15
<u>Probabilité de reprendre un emploi</u>				
Supposant une période de non-emploi de 2 ans*				
PR (NE à E | en NE durant 2 ans)				
De 15 à 19 ans d'âge	.13	.13	.09	.09
De 20 à 39 ans d'âge	.07	.13	.08	.12

* Ce groupe présente d'autres caractéristiques : ses membres sont mariés, ont terminé leurs études secondaires et n'ont pas connu d'union conjugale brisée.

(1) La probabilité que des femmes ayant des enfants d'âge pré-scolaire (âgé de moins de 6 ans) prennent un emploi pour la première fois au cours d'une année quelconque correspond à la moitié de la probabilité selon laquelle les femmes ayant des enfants plus âgés ou n'ayant pas d'enfant du tout commencent à travailler (sous réserve des variables relatives à l'âge et à l'état civil).

(2) Les femmes ayant des enfants nouveau-nés sont plus susceptibles de quitter leur emploi que celles qui n'ont pas d'enfant (le facteur varie entre 1,4 et 2), mais celles dont les enfants sont âgés de 1 à 16 ans seront moins susceptibles (la probabilité est de ,05) de quitter leur emploi (une fois qu'elles en ont un) que les femmes n'ayant pas d'enfant (toutes choses étant égales par ailleurs en ce qui concerne l'état civil, la durée de l'emploi et la formation scolaire).

(3) Le tableau des probabilités de <u>retour</u> sur le marché du travail correspond à une image inversée du tableau des probabilités d'abandon d'un emploi. Les femmes ayant des enfants nouveau-nés sont moins susceptibles de réintégrer le marché du travail que les femmes n'ayant pas d'enfant et la plupart des femmes (âgées de 20 à 39 ans) ayant des enfants âgés de 1 à 16 ans ont une probabilité légèrement plus forte de reprendre de l'emploi (1,2) que les femmes n'ayant pas d'enfant.

Ces constatations appellent quelques commentaires. On doit se rappeler que les données utilisées aux fins de la présente étude ne retiennent que les périodes de non-emploi d'une année ou plus. Des périodes plus brèves de non-emploi ne sont pas prises en considération pour l'établissement de ces données et, en fait, de nombreuses mères retournent au travail quelques mois après avoir mis un enfant au monde. Par conséquent, ce que l'on observe ici est un changement <u>important</u> dans la situation en matière d'emploi. Deuxièmement, il est extrêmement important de remarquer que les femmes ayant des enfants (en dehors des nouveau-nés) et qui ont choisi de travailler seront encore moins susceptibles de quitter leur emploi que les femmes n'ayant pas d'enfant. Les besoins financiers des intéressées peuvent expliquer ce comportement. Les

femmes qui ont des enfants et qui travaillent sont souvent mues par des motifs d'ordre financier. En l'absence de telles pressions, et en raison même de leurs enfants, elles seraient plus portées à rester à la maison que les femmes n'ayant pas d'enfant. Par conséquent, une fois employées, ces femmes peuvent éprouver un besoin plus fort de garder leur emploi que les autres femmes. Mais ceci ne constitue qu'une spéculation que les présentes données n'étayent pas. Il y a d'autres possibilités. Aucune distinction n'est faite entre l'emploi à temps partiel et l'emploi à plein temps et il est vraisemblable que l'emploi à temps partiel joue un rôle plus important en ce qui concerne les femmes ayant des enfants que dans le cas de celles qui n'en ont pas. Les probabilités d'entrée sur le marché du travail et d'en sortir peuvent être différentes en ce qui concerne l'emploi à temps partiel et l'emploi à plein temps et c'est peut-être cette différence qui se fait sentir ici. On devrait considérer cela comme un résultat préliminaire en attendant que d'autres preuves viennent l'étayer.

Le ratio de la population employée

Le ratio de la population employée (RPE) est simplement le ratio du nombre de personnes employées dans un groupe démographique déterminé par rapport à la population du même groupe[8]. On tient compte de cette variable, que l'on exprime sous la forme $(EPR_t/EPR_{t-1}) - 1$, parce que, dans le modèle de simulation pour la retraite en vue duquel ces modèles partiels ont été élaborés, il est souhaitable que l'on soit en mesure de simuler divers scénarios en matière de retraite, en fonction d'hypothèses différentes relatives au ratio emploi/population, particulièrement quant aux femmes. À cette fin, on doit s'arranger pour que les probabilités de passage varient avec des changements supposés dans les ratios emploi/population, de telle façon qu'en fait la simulation permette d'obtenir les niveaux d'emploi désirés. On peut arriver à ce résultat soit en introduisant le ratio emploi/population dans le modèle (comme on essaie de le faire

8 Dans cette étude, le rapport emploi/population ne correspond pas conceptuellement à celui qui est utilisé dans l'Enquête sur la population active, puisque "emploi" ici renvoie à la notion d'emploi occupé pendant n'importe quelle période de l'année. Dans les ratios de l'EPA, on tient compte de l'emploi occupé pendant l'année.

ici) soit en ajustant progressivement les probabilités de passage jusqu'à ce qu'on obtienne le ratio emploi/population que l'on souhaite.

Pour la période décennale allant de 1974 à 1983 inclusivement, on a assigné dans le modèle des valeurs différentes de ratios emploi/population à quatre groupes d'hommes déterminés en fonction de l'âge et à huit groupes de femmes déterminés en fonction de l'âge et du nombre d'enfants. Les coefficients du modèle figurent dans les tableaux 1 à 4. Tous les signes correspondent aux prévisions; lorsque le ratio emploi/population augmente, les probabilités de passage d'une situation de non-emploi à une situation d'emploi augmentent et les probabilités de passage dans le sens contraire diminuent. La proposition inverse se vérifie lorsque le ratio emploi/population baisse. Cependant, les coefficients sont d'une telle taille que l'inclusion du ratio emploi/population dans le modèle ne permet pas de suivre de façon satisfaisante l'évolution de la probabilité des passages ni de supposer qu'il y a des modifications extérieures. Par conséquent, on n'utilisera pas cette variable dans le modèle à cette fin.

Comparaison des profils d'emploi observés et des profils d'emploi simulés

Une comparaison est effectuée entre des profils d'emploi observés et des profils d'emploi simulés, de façon à déterminer la pertinence des probabilités de passage calculées en fonction du modèle. Une méthode de Monte Carlo est utilisée en vue de dégager un profil d'emploi pour la durée de la vie d'une population hypothétique de 2 000 éléments. On dégage le profil d'emploi en un certain nombre d'étapes pour les hommes et les femmes, en considérant comme personnes employées celles qui ont travaillé à un moment quelconque de l'année considérée. Tous les individus entrent à l'âge de 15 ans dans le groupe des non employés (NE) et, chaque année, restent dans cette catégorie ou prennent un emploi pour la première fois. À cette fin, on estime la probabilité d'emploi en utilisant l'équation de "probabilité de premier emploi" et une méthode de tirage au sort du type Monte Carlo. Une fois que la personne considérée est employée (E), la probabilité qu'elle sorte de cette situation est déterminée au moyen de l'équation "de probabilité de

passage E à NE"[9] et une méthode du type Monte Carlo sert à déterminer si l'individu considéré effectue réellement le passage. De même, dans une situation de non-emploi, une équation "de probabilité de passage NE à E" sert à déterminer la probabilité de passage et la méthode de Monte Carlo permet de déterminer le moment auquel des individus passent de NE à E. De cette façon, on simule l'emploi pour la durée de la vie en fonction de l'équation des probabilités de passage et d'une méthode dite de Monte Carlo. Les renseignements sur l'état civil, l'âge, la formation scolaire et l'âge et le nombre des enfants nécessaires en vue d'estimer les probabilités de passage pour sa population hypothétique sont obtenus pour chacun des cas à partir des modèles partiels antérieurs qui constituent le modèle global LIPPS.

À partir de la population hypothétique, on a choisi dix segments annuels du profil d'emploi pour la durée de la vie en vue de les comparer à dix segments annuels réels (de 1974 à 1983) dans l'Enquête sur la famille qui a servi à estimer les modèles de passage. Puis, on calcule un certain nombre de statistiques pour quatre groupes d'âge et de sexe aux fins de comparer les profils dans la population hypothétique et dans la population réelle. Les résultats obtenus figurent dans le tableau 10.

Dans l'ensemble, il semble que les simulations reproduisent de façon assez fidèle les données observées. La seule exception concerne les femmes

---

9 Dans ce test, on supposait que le ratio emploi/population demeurait constant (c'est-à-dire que la variable dans les équations prenait la valeur nulle).

relativement plus âgées pour lesquelles les modèles de simulation semblent produire des périodes d'emploi trop nombreuses et, dans l'ensemble, trop d'emplois[10].

---

10 Ce test en particulier peut ne pas être tout à fait approprié, parce que le modèle est estimé à l'aide de données recueillies pour une période (1974 à 1983) et ensuite utilisé pour générer des périodes d'emploi qui sont comparées aux "périodes observées" influencées par les événements de la période allant, par exemple, de 1950 à 1983. Cela est particulièrement vrai lorsqu'on compare les périodes d'emploi pour les populations plus âgées. Dans le modèle, l'emploi d'un individu lorsqu'il avance en âge est influencé par ses antécédents en matière d'emploi, de l'époque où il était jeune, parce qu'il s'agit essentiellement d'un modèle de flux. Pour les individus du groupe d'âge de 37 à 55 ans, le profil d'emploi "observé" pendant leur jeunesse reflétait les relations qui se manifestaient clairement durant, par exemple, la période 1945-1965. Mais, en ce qui concerne les valeurs générées par le modèle, le profil attribué à ce groupe pour l'époque de sa jeunesse reflète les relations de la période 1974-83 qui, elles, étaient bien différentes. Aussi, les révisions du modèle peuvent sur-estimer l'emploi chez les individus relativement âgés (tel est bien le cas), principalement parce qu'il sur-estime le niveau d'emploi qui était le leur à l'époque de leur jeunesse et que cela influe sur le profil d'emploi des groupes d'âge plus avancé. Pour appliquer un meilleur test, on pourrait partir des profils d'emploi "observés" des individus âgés de 37 ans, puis se servir du modèle pour prévoir leur profil d'emploi à partir de cet âge, au lieu d'utiliser, comme point de départ, les profils d'emploi "prévus" des individus âgés de 37 ans.

TABLEAU 10 : Comparaison des périodes d'emploi réelles et simulées, selon le groupe d'âge et le sexe

Test statistique			HOMMES		FEMMES	
			Âge au début de la période de 10 ans		Âge au début de la période de 10 ans	
			18-36	37-55	18-36	37-55
Durant la période de 10 ans						
Nombre moyen d'années d'emploi	-	enregistré	8.8	8.9	4.7	3.6
	-	simulé	8.4	7.9	5.4	5.7
Nombre de passages de NE à E par groupe de 100 personnes	-	enregistré	27	2	44	12
	-	simulé	24	4	42	14
Nombre de passages de E à NE pour 100 personnes	-	enregistré	9	17	29	16
	-	simulé	15	15	33	24
Durée moyenne des périodes d'emploi	-	enregistré	8.7	9.4	6.1	7.8
	-	simulé	8.6	9.1	6.5	7.9
Durée moyenne des périodes de non-emploi	-	enregistré	4.2	4.7	6.4	8.3
	-	simulé	4.4	6.7	5.8	7.0
Nombre moyen de périodes d'emploi par groupe de 100 personnes	-	enregistré	105	96	84	48
	-	simulé	101	87	91	75

On a comparé le profil observé de l'emploi, pour la période de 1974 à 1983, de 500 cas choisis au hasard dans chacun des 4 groupes d'âge et de sexe (échantillon total de 2 000) avec un nombre égal d'observations choisies au hasard dans la population simulée. On a choisi, aux fins de comparaison avec les données de l'Enquête sur la famille pour 1974-1983, dix segments annuels des antécédents simulés en matière d'emploi pour la durée de la vie.

CONCLUSIONS

La présente étude a porté essentiellement sur les mouvements d'entrée sur le marché du travail et de sortie de ce marché entre 1974 et 1983. Comme prévu, une plus grande proportion de femmes que d'hommes n'ont occupé aucun emploi durant cette période et les femmes qui ont travaillé effectivement sont entrées plus souvent sur ce marché - et en sont sorties aussi. On peut dire qu'environ 17 pour cent des femmes relativement jeunes (âgées de 18 à 36 ans) au début de la période et 44 pour cent des femmes plus âgées (âgées de 37 à 55 ans) n'ont été employées à aucun moment pendant les dix années, comparativement à 2 pour cent des hommes dans les deux groupes d'âge. Par ailleurs, les femmes qui ont effectivement travaillé étaient plus susceptibles d'arrêter de travailler; les trois quarts des hommes environ ont travaillé de manière continue pendant la période décennale, comparativement à un tiers des femmes seulement. Mais, il ne semble pas qu'il y ait eu une succession rapide de périodes d'emploi et de non-emploi chez les femmes. Même parmi celles qui sont relativement jeunes, à propos desquelles on pourrait s'attendre à des passages répétés entre l'emploi et le non-emploi, seulement 16 pour cent environ ont connu deux ou plusieurs périodes d'emploi pendant ces dix années, comparativement à 8 pour cent des hommes relativement jeunes. Aussi, si les femmes ont effectué des passages plus nombreux (approximativement deux fois plus nombreux que dans le cas des hommes), il ne s'agit pas en réalité d'une succession rapide d'entrées et de sorties. Dans la présente étude, les structures d'emploi se reflètent en règle générale dans des probabilités plus élevées de suspension d'emploi et des probabilités plus faibles de première entrée ou de rentrée des femmes qu'en ce qui concerne les hommes, bien que la réalité varie en fonction des caractéristiques individuelles.

L'état civil, la formation scolaire, la situation d'emploi ou de non-emploi connus l'année antérieure, le nombre d'années d'emploi (ou de non-emploi) et la présence d'un nouveau-né sont autant de facteurs qui influencent de manière significative les probabilités d'entrée des femmes sur le marché de l'emploi ou de cessation d'emploi. Si l'on tient compte de la situation d'emploi actuelle, la présence des enfants (exception faite des

nouveau-nés) n'influe pas de manière déterminante sur la probabilité de passage d'une situation à une autre. Tout au plus, la présence d'enfants a eu pour effet de réduire la probabilité de cessation d'emploi au cours d'une année quelconque.

Implications en ce qui concerne les sources de données

La solution idéale serait que l'on puisse disposer de données longitudinales en vue d'estimer les paramètres du modèle et d'étudier l'offre de main-d'oeuvre féminine. Il n'est guère probable que cela s'avère possible dans le proche avenir au Canada. Cependant, si l'échantillon était assez grand (par exemple une enquête qui viendrait compléter celle sur la population active), une enquête transversale avec des données de rappel pour l'année antérieure suffirait dans la plupart des cas. La principale faille dans les données de l'Enquête sur la famille réside dans l'absence de données relatives aux salaires et aux revenus et de renseignements plus détaillés sur les heures de travail ou de données permettant de distinguer le travail à temps partiel et le travail à plein temps. Selon Nakamura et Nakamura (1985), lorsque le modèle tient compte de la situation actuelle en matière d'emploi (comme c'est le cas ici), le revenu des conjoints, les autres revenus familiaux et les salaires de l'année antérieure semblent n'exercer qu'une faible influence sur les probabilités de passage. Par conséquent, on ne commet pas une grave omission si on exclut ces variables du modèle évoqué ici. Cependant, on aurait étudié de plus près le rapport existant entre les structures de revenu et les structures d'emploi. On a également constaté ici que la durée de la période d'emploi ou de non-emploi est une variable très importante. Si, comme suggéré ici, on obtient compte de la variable "expérience" en prenant en considération le nombre d'années d'emploi ou de non-emploi, on atteindrait le but visé grâce au rappel des données à partir d'une enquête transversale. Une telle enquête permettrait de recueillir des renseignements sur les variables familiales et démographiques, les variables de revenu et d'emploi pour l'année en cours, ainsi que des renseignements sur les changements de ces variables entre l'année antérieure et l'année actuelle, et la durée de la situation d'emploi enregistrée pendant l'année antérieure.

Il faudrait remarquer cependant qu'une enquête longitudinale d'envergure générale pour la force du travail serait le meilleur instrument, car elle permettrait non seulement d'obtenir des données plus fiables sur l'offre de main-d'oeuvre des femmes, mais aussi de nombreuses autres informations.

BIBLIOGRAPHIE

Allison, Paul D., Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories, in Sociological Methodology, S. Leinhadt (ed.), 1982.

Amemiya, T., Qualitative Response Models: A Survey, Journal of Economic Literature, Vol. XIX, December 1981, pg. 1483-1536.

Becker, G.S., Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, National Bureau of Economic Research, New York: Columbia University Press, 1954.

Becker, G.S., A Theory of the Allocation of Time, The Economic Journal, 75:299, September 1965, 493-517.

Boothby, Daniel, The Continuity of Married Women's Labour Force Participation in Canada, Canadian Journal of Economics, XVII, No. 3, August 1984.

Bowen, W.G. and Finnegan, T.A., The Economics of Labour Force Participation, Princeton N.J., Princeton University Press, 1969.

Cain, G.C., Married Women in the Labour Force, University of Chicago Press, 1966.

Goldberger, A.S., "Linear Regression after Selection", Journal of Econometrics, 1981, 357-366.

Groneau, R., Wage Comparisons - A Selectivity Bias, Journal of Political Economy, 82, 1974, 1119-1143.

Hanoch, G., A Multivariate Model of Labour Supply, Methodology and Estimating in Female Labour Supply, Smith (Ed.O, 1980.

Hasan, A. and de Broucker, P., Unemployment and Non-Participatin in Canadian Labour Markets, Economic Council of Canada, Ottawa, 1985.

Heckman, J.J., A Partial Survey of Recent Research on the Labour Supply of Women, American Economic Review, 1978, 200-207.

Heckman, J.J., The Sample Selection Bias as a Specification Error with an Application to the Estimation of Labour Supply Functions, in J.P. Smith (Ed.) Female Labour Supply: Theory and Estimates, Princeton University Press, 1980, 206-248.

Heckman, J.J., The Common Structure of Statistical Models of Transition, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimation for Such Models, Journal of Economic and Social Measurement, 1976, 200-207.

Jackson, B.B., Multivariate Data Analysis, Richard D. Irwin, Homewood Illinois, 1983.

Mincer, Jacob, "Labour Force Participation of Married Women", in Aspects of Labour Economics, H.G. Lewis (Ed.), National Bureau of Economic Research, Princeton, N.J., Princeton University Press, 1962, 63-105.

Nakamura, A. and Nakamura M., The Second Paycheck, Academic Press Inc., 1985.

Nakamura, A. and Nakamura, M., "Part-Time and Full-Time Work Behaviour of Married Women: A Model with Douby Truncated Dependent Variable", Canadian Journal of Economics, 1983, 229-257.

Schultz, T.P., "The Influence of Fertility on Labour Supply of Married Women: Simultaneous Equations Estimates", Research in Labour Economics, 1978, 273-351.

Schultz, T.P., Estimating Labour Supply Functions for Married Women, in J.P. Smith (Ed.), Female Labour Supply: Theory and Estimation, Princeton University, 1980, 25-89.

Smith, J.P. (Ed.), Female Labour Supply, Princeton University Press, 1980.

Stopher, P.R. and Meyburg, A.H., Survey Sampling and Multivariate Analysis for Social Scientists and Engineers, Lexington Books, 1979.

Wolfson, M., DEMOGEN and the Impact of Divorce on Family Life Histories, paper presented in "Family in Crisis" seminar, University of Ottawa, November 1986.

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES

DOCUMENTS DE RECHERCHE

No

1. RÉACTION COMPORTEMENTALE DANS LE CONTEXTE D'UNE SIMULATION MICRO-ANALYTIQUE SOCIO-ÉCONOMIQUE par Lars Osberg

2. CHÔMAGE ET FORMATION par Garnett Picot

3. DES PENSIONS AUX PERSONNES AU FOYER ET LEUR RÉPARTITION SUR LA DURÉE DU CYCLE DE VIE par Michael Wolfson

4. LA MODÉLISATION DES PROFILS D'EMPLOI DES CANADIENS AU COURS DE LEUR EXISTENCE par Garnett Picot

5. PERTE D'UN EMPLOI ET ADAPTATION AU MARCHÉ DU TRAVAIL DANS L'ÉCONOMIE CANADIENNE par Garnett Picot et Ted Wannell

6. SYSTÈME DE STATISTIQUES RELATIVES À LA SANTÉ: PROPOSITION D'UN NOUVEAU CADRE THÉORIQUE VISANT L'INTÉGRATION DE DONNÉES RELATIVES À LA SANTÉ par Michael Wolfson

7. PROJET PILOTE DE RACCORDEMENT MICRO-MACRO POUR LE SECTEUR DES MÉNAGES AU CANADA par Hans Adler et Michael Wolfson

8. NOTES SUR LES GROUPEMENTS DE SOCIÉTÉ ET L'IMPÔT SUR LE REVENU AU CANADA par Michael Wolfson

9. L'EXPANSION DE LA CLASSE MOYENNE: DONNÉES CANADIENNES SUR LE DÉBAT SUR LA DÉQUALIFICATION par John Myles

10. LA MONTÉE DES CONGLOMÉRATS par Jorge Niosi

Pour de plus amples renseignements, s'adresser au Président, Comité d'études des publications, Direction des études analytiques, Édifice R.H. Coats, 24ième étage, Statistique Canada, Parc Tunney's, Ottawa, Ontario K1A 0T6.